

doi. 10. 3724/1005-0566. 20251207

影子教育扩张、地位外部性与居民生育意愿

陈 飞¹, 孙子涵¹, 崔磊强²

(1. 东北财经大学经济学院, 辽宁 大连 116025; 2. 北京大学经济学院, 北京 100080)

摘要:在中国政府积极实施应对少子化国家发展战略与完善教育减负政策的双重背景下,探究影子教育与居民生育意愿之间的内在关联具有重要现实意义。本文基于家庭生育决策理论构建理论分析框架,采用中国家庭追踪调查数据和城市层面数据,实证检验影子教育扩张对居民生育意愿的影响及作用机制。研究发现,在地位外部性作用下,影子教育扩张对居民生育意愿存在显著负向影响,且在已育,社会交往紧密家庭,以及低收入、未参与养老保险等相对弱势群体中作用效果更为突出。机制分析表明,影子教育通过增加家庭教育支出、减少个体闲暇时间、引发教育焦虑,迫使个体面临“养儿贵”“养儿累”“养儿难”等生育成本,进而弱化生育意愿。进一步分析发现,增加公共教育支出,推广落实针对老年群体的社会保障政策,有利于缓解上述消极影响。

关键词:影子教育;地位外部性;居民生育意愿

中图分类号:C979 文献标识码:A 文章编号:1005-0566(2025)12-0073-11

Expansion of shadow education, status externalities, and fertility intentions

CHEN Fei¹, SUN Zihan¹, CUI Leiqiang²

(1. School of Economics, Dongbei University of Finance and Economics, Dalian 116025, China;

2. School of Economics, Peking University, Beijing 100080, China)

Abstract: Under the dual background of the Chinese government's active implementation of the national development strategy to cope with childlessness and the improvement of education burden reduction policies, exploring the intrinsic correlation between shadow education and residents' fertility intentions is of great practical significance. Based on the theory of family fertility decision-making, this paper constructs an analytical framework and empirically examines the impact and mechanism of shadow education expansion on residents' fertility intentions using data from the Chinese Family Panel Studies and city-level data. It is found that under the effect of status externality, the expansion of shadow education has a significant negative impact on residents' fertility intentions, which is more prominent in families with children, families with close social interactions, and relatively disadvantaged groups such as low-income groups and those not participating in pension insurance. Mechanism analysis shows that shadow education increases family education expenditure, reduces individual leisure time, and triggers educational anxiety, forcing individuals to face fertility costs such as “expensive child rearing”, “tiring child rearing” and “difficult child rearing”, thereby weakening fertility intentions. Further analysis shows that increasing public education expenditure and implementing social security policies for the elderly can effectively alleviate the above negative impacts.

Key words: shadow education; status externality; fertility intention

收稿日期:2025-07-02 修回日期:2025-11-30

基金项目:辽宁省社会科学规划基金重点建设学科项目(L25ZD039)。

作者简介:陈飞(1973—),男,吉林长春人,东北财经大学经济学院教授,博士生导师,经济学博士,研究方向为数量经济学、微观人口经济学。

生育率持续低迷已成为当前中国社会的显著特征。自 1992 年以来,中国总和生育率已跌破人口自然更替的基准线^①,2023 年更缩减至 1.02 的极低水平^②。这一持续性的低生育率现象不仅导致了我国劳动力市场供给的潜在短缺,还大幅削弱了支撑经济快速增长的人口红利效应,已成为中国经济社会发展的关键瓶颈之一^[1]。为应对人口新形势带来的挑战,中国政府采取渐进式生育政策调整^③,然而人口出生数量并未达到政策预期效果(图 1 折线所示),完全依赖于生育政策调整难以从根本上扭转生育率持续下滑的趋势,中国已经由政策性低生育阶段转变为内生性低生育阶段^[2]。当前内生性低生育率的驱动力主要源自微观主体的理性生育决策行为,其中高昂的生育成本已成为制约生育的核心内生因素^[2-3]。党的二十大报告着重强调,“优化人口发展战略,建立生育支持政策体系,降低生育、养育、教育成本”。

受“万般皆下品,唯有读书高”等传统文化的熏陶,中国家庭将教育视作提升子代质量、促进阶层流动的核心路径。随着公共教育资源与机会趋于平等,家庭开始聚焦于抢占校外培训机构所提供的补充教育资源^[4]。学界将家庭为提高子女学习成绩在正规学校教育外,向校外培训机构寻求课外补习的现象称为影子教育^[5]。近年来,影子教育市场持续扩张,2019 年其经营性收入已高达 9 251 亿元。尽管受新冠疫情影响,其市场规模在 2019 年后有所下降,但整体规模并未出现实质性缩减,反而加速了向线上教育模式的转型(如图 1 柱状图阴影部分所示)。影子教育市场本是适应教育需求的“补差”产物,但在补充教育日渐普及且优质教育资源有限的背景下逐渐成为“占优”的

工具,促使家庭被迫调整资源配置,保障子女通过参与补充教育取得竞争优势,这已成为当前中国社会的另一显著特征^④。

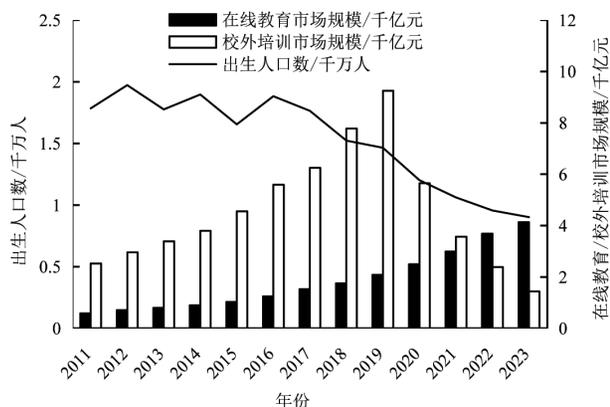


图 1 中国影子教育市场规模与出生人口数变化趋势
资料来源:出生人口数数据来源于国家统计局官网,在线教育市场规模与校外培训市场规模数据整理自 Wind 数据库。

事实上,家庭之所以会被影子教育市场裹挟进行过度教育投资,根源在于影子教育所具有的地位外部性。具体而言,由于家庭处于紧密的社会交往网络,能够直接感知周围家庭的教育投资决策与子女表现带来的社会比较压力。当影子教育可及性提升,一旦有“别人家的孩子”通过补习获得比较优势,周围家庭就会受地位外部性驱动,为维持或提升子代相对竞争优势,投入大量的金钱、时间、精力参与影子教育。这使得学生之间的竞争逐渐演变为家长资源的比拼,“海淀妈妈”“鸡娃”等教育畸形产物层出不穷,越发加重了社会对教育的焦虑情绪,给家庭带来了沉重的负担。当家庭认为影子教育使其难以承担相应的生育成本时,就可能减少自身生育计划。基于此,地位外部性为联系当前中国社会的两个显著特征提供了潜在解释,影子教育的野蛮扩张很可能是当前中国低生育率水平的重要影响因素。

① 总和生育率是指平均每对夫妇生育的子女个数,对应人口自然更替的基准线为 2.1。

② 数据来源:《中国生育报告 2024》。

③ 2013 年审议通过了《关于调整完善生育政策的决议》,中国于 2014 年开始实施一方是独生子女的夫妇可生育两个孩子的单独两孩政策;随后全国人大常委会表决通过了《人口与计划生育法修正案》,宣布于 2016 年开始正式实施全面二孩政策;2021 年《关于修改人口与计划生育法的决定》又进一步提出一对夫妻可以生育三个子女的三孩生育政策。

④ 中国教育财政家庭调查显示,2018 年约 24.4% 的中小学生参加学科类校外培训,其家庭教育支出占人均可支配收入的比例高达 40%。

探究影子教育是否通过推高生育成本进而对居民生育意愿带来消极影响,对于中国政府实施积极应对人口结构失衡问题的国家战略、具体落实教育减负政策具有重要现实意义。本文基于2020年中国家庭追踪调查(CFPS)数据,以明清时期累计进士数量为工具变量,实证检验了影子教育对居民生育意愿的消极作用,为“双减”等教育减负政策提供经验证据^⑤。本文的边际贡献体现在3个方面。第一,为微观人口经济学领域研究贡献实证证据。本文深入探究影子教育对个体生育意愿的影响,并通过分解生育成本进一步剖析其内在作用机制,从而对微观个体生育意愿的影响因素进行更为深入的阐释和拓展。第二,扩展当前教育减负政策效果评估的研究视野。目前有关教育减负政策的研究多聚焦于对学生身心健康、家庭教育投入、教育公平的影响,本文则从生育意愿出发提供了全新的效果评估视角。第三,为构建生育支持政策体系提供了经验参考。本文剖析了提振生育意愿过程中,增加公共教育支出、健全社会保障等政策与规范影子教育市场的协同作用,这对未来提升我国生育率水平及其配套政策体系的部署具有一定借鉴意义。

本文结构安排如下:第一部分是文献综述;第二部分是理论框架与研究假设;第三部分是研究设计与数据说明;第四部分是实证结果分析;第五部分是机制分析;第六部分是进一步分析;第七部分是研究结论与政策建议。

一、文献综述

以往关于生育影响因素分析的文献可划分为个人家庭等微观层面和社会经济等宏观层面。从微观角度来看,年龄、性别、受教育水平等因素使得个体生育面临的机会成本呈现出差异性,从而对其生育决策产生影响^[7-9]。此外,家庭的收入与财富、成员构成(包括已有孩子数量、是否有父母帮助照料等),都可能导致微观个体生育偏好、动机以及行为上的显著差异^[10]。从宏观角度来

看,公共福利政策、生育政策、地区经济发展水平、房价等均会影响居民生育决策^[11-15]。

同本文研究相关的另外一条文献是针对影子教育的研究。尽管影子教育在一定程度上提高了学生成绩^[5],但同时也带来了诸多弊端^[16],在显著增加家庭教育支出^[17]的同时,还扩大了城乡及不同阶层间获得教育资源和取得教育结果的差距^[18]。近年来,教育经济学领域开始关注并识别影子教育的跨家庭溢出效应,发现家庭的影子教育投资决策易受周围家庭表现的影响^[19-20]。本文则参照Kim等^[6]的研究,认为父母在做出影子教育投资决策时,更倾向于自己子女与其他孩子相比的表现,并将其定义为影子教育的地位外部性。而子代教育作为家庭决策中的重中之重,却鲜有经济学研究考察影子教育对个体生育决策的作用。仅Kim等^[6]从宏观角度模拟了地位外部性作用下影子教育对生育率的消极影响。

综上所述,以往研究仍存在可以进一步补充的空间。首先,现有文献关注的是影子教育对家庭经济支出的具体影响,而关注其对居民生育意愿影响的研究多局限于理论层面,缺乏微观实证证据。其次,以往研究关于影子教育对居民生育作用机制的理论探讨与实证检验较为少见。鉴于此,本文拟为影子教育与居民生育之间的关系补充微观层面证据,并提供其作用机制方面的理论与实证支撑。

二、理论框架与影响机制

家庭生育决策以Leibenstein于1970年提出的“成本—效用理论”为基础,主张不同家庭会根据孩子所带来的效用与成本选择是否生育以及生育数量,并认为生育成本不仅包括子代教育费用、衣食住行等直接成本,更应该涵盖父母因为生育、培养一个新的孩子失去的闲暇、获得收入的机会以及承受的心理压力等间接成本。在此基础上,Becker等^[21]提出的“质量—数量替代”理论进一

^⑤ 中共中央办公厅、国务院办公厅于2021年7月联合印发《关于进一步减轻义务教育阶段学生作业负担和校外培训负担的意见》(简称“双减”政策)。该政策要求深化校外培训机构治理,坚持从严审批机构,并对培训机构服务行为进行规范,提出“学生过重作业负担和校外培训负担、家庭教育支出和家长相应精力负担1年内有效减轻、3年内成效显著”的工作目标。

步认为,家庭的生育决策包括对子代质量与数量两方面的权衡,在收入不变的条件下二者存在替代效应,生育成本也由此划分为子代“数量”变化带来的成本与提升子代“质量”的相关成本。

本文假设个人拥有的全部资源为 I , 其效用来源于子代数量 n 、子代质量 q 以及剩余消费 y , 效用函数为 $U(n, q, y)$, 并构建生育决策模型为:

$$\begin{aligned} \max U &= U(n, q, y) \\ \text{s. t. } I &= nq\pi + n\pi_n + q\pi_q + y\pi_y \end{aligned} \quad (1)$$

其中, π_n 表示子代数量成本; π_q 表示子代质量成本; nq 代表子代数量与质量交叠的部分, 其相应成本记为 π ^[21]。本文进一步将子代质量成本 π_q 细化为经济成本 c_1 、时间成本 c_2 以及心理成本 c_3 。考虑到个体在经济条件、闲暇程度、心理状态等方面的初始禀赋不同, 设定 $\pi_q = h(c_1, c_2, c_3)$, 且有条件 $\partial\pi_q/\partial c_1 > 0$, $\partial\pi_q/\partial c_2 > 0$, $\partial\pi_q/\partial c_3 > 0$ 成立。

为考察影子教育扩张影响居民生育意愿的作用机制, 本文进一步在基准模型框架中引入影子教育变量 edu_s 。首先, 影子教育增加了提升子代质量的经济成本。依据 2020 年《中国经济生活大调查》^⑥ 数据显示, 教育培训支出占我国居民总消费支出的 32.44%, 高居首位。家庭追求社会地位、养儿防老以及父母纯粹的利他主义等动机^[22], 均在不同程度上解释了教育经济支出的持续攀升。而任伟聪等^[17] 的研究发现, 影子教育的地位外部性进一步扩大了家庭影子教育支出增加的幅度, 加重了居民养育子女的经济负担。

其次, 影子教育发展使得家庭为提升子代质量不得不让渡更多闲暇时间。2024 年《中国生育报告》显示, 在一孩家庭养育子女至成年的过程中, 父亲、母亲由于养育孩子而减少的闲暇时间平均每周减少 8.7 小时和 5.9 小时。而在地位外部性的影响下, 影子教育的持续扩张进一步强化了上述养育教育责任, 使得父母被迫花费更多时间提升子代质量。陈卫等^[23] 研究发现“没人帮忙照

顾孩子”已成为城市女性不想再生育的第二大因素, 教养孩子的时间成本不容忽视。

最后, 从认知心理学角度来看, 地位外部性作用下影子教育容易使家长产生严重的教育焦虑^[24]。教育焦虑可以概括为人们由于教育过程、教育结果的不确定性而产生的担忧、不安甚至恐慌等复杂情绪。一方面, 影子教育扩张使得学生之间的竞争依赖于家长资源的比拼, 家长在教育过程中容易产生母职/父职的“身份认同”危机, 怀疑自己胜任家长的能力。另一方面, 一旦家庭将优势资源全部集中于子代教育, 就会对其表现提出高要求高标准, 从而容易激化家庭矛盾, 引发家庭教育焦虑情绪。因此, 影子教育增加了家庭为获取子代质量需支付的心理成本。

综上分析, 将提升子代质量所支付的经济成本、时间成本和心理成本定义为影子教育的增函数: $c_1 = c_1(edu_s)$ 、 $c_2 = c_2(edu_s)$ 和 $c_3 = c_3(edu_s)$, 且 $\partial c_1/\partial edu_s > 0$ 、 $\partial c_2/\partial edu_s > 0$ 和 $\partial c_3/\partial edu_s > 0$ 。结合上述分析求解生育决策的效用最大化问题, 基于式(1)构建拉格朗日函数并推得最优生育数量为:

$$\hat{n} = \frac{MU_q}{\lambda\pi} - \frac{h[c_1(edu_s), c_2(edu_s), c_3(edu_s)]}{\pi} \quad (2)$$

受地位外部性影响, 影子教育市场扩张使得个体从提升子代质量中获得的边际效用 MU_q 呈现出递减趋势。具体而言, 当所有个体都试图通过增加教育投资提升子代竞争力时, 整体质量的提升不仅并未带来子代间相对位置的显著改变^[20], 还可能使得每一单位子代质量提升带给个体的效用下降。因此, 子代质量的边际效用可定义为影子教育的函数, 即 $MU_q = MU_q(edu_s)$, 且满足条件 $\partial MU_q(edu_s)/\partial edu_s \leq 0$ 。将子代质量的边际效用函数代入式(2), 并通过最优生育数量 \hat{n} 对影子教育 edu_s 求导可得:

⑥ 《中国经济生活大调查》是中央电视台财经频道、国家统计局、中国邮政集团公司联合创办的年度调查品牌, 它每年发放 10 万张明信片问卷, 覆盖全国 31 个省份、104 个城市和 300 个县, 每年调查 10 万户中国家庭的生活感受、经济状况、消费投资预期、民生困难和幸福感受等。

$$\frac{\partial \hat{n}}{\partial edu_s} = \frac{1}{\lambda \pi} \frac{\partial MU_q(edu_s)}{\partial edu_s} - \frac{1}{\pi} \left[\underbrace{\frac{\partial h}{\partial c_1} \frac{\partial c_1}{\partial edu_s}}_{>0} + \underbrace{\frac{\partial h}{\partial c_2} \frac{\partial c_2}{\partial edu_s}}_{>0} + \underbrace{\frac{\partial h}{\partial c_3} \frac{\partial c_3}{\partial edu_s}}_{>0} \right] < 0 \quad (3)$$

由式(3)可知,影子教育扩张主要是通过增加居民的经济成本、时间成本和心理成本对其生育意愿产生消极影响。同时,子代质量边际效用的下降在一定程度上强化了影子教育对居民生育意愿的抑制作用。然而,边际效用递减趋势仅在子代质量成本上升的情况下才能够得以体现,其根源在于个体提升子代质量的成本投入显著增加,而实际效果却未能与预期相匹配。据此,本文认为提升子代质量的生育成本才是影子教育弱化居民生育意愿的核心路径,并提出研究假说:影子教育通过增加家庭教育支出(经济成本)、迫使个体为养育孩子让渡自身闲暇(时间成本)、引发家庭教育焦虑(心理成本),对居民生育意愿产生负面影响。

三、研究设计与数据说明

(一)模型设定

考虑到居民生育意愿在短期内呈现出稳定性,而影子教育对生育意愿的影响是一个长期的潜移默化过程。在影子教育地位外部性的裹挟下,个体维持子代竞争优势的理性选择通常是持续向影子教育市场寻求支持,从而不能及时调整其生育决策。结合上述分析以及数据可得性考量,本文采用横截面数据模型检验影子教育扩张对居民生育意愿的影响效应:

$$fer_{ci} = \alpha_0 + \alpha_1 edu_s_c + X'_{ci} \theta + \eta_p + \varepsilon_{ci} \quad (4)$$

其中, i 表示个体, c 表示城市; fer_{ci} 为城市 c 个体 i 的生育意愿; edu_s_c 为核心解释变量,即城市 c 的影子教育规模; X_{ci} 为控制变量,其中个体层面特征变量包括性别、年龄、户口类型、受教育水平、就业状态、相对收入水平、是否有养老保险等,家庭层面特征变量包括家庭是否有房产、已有孩子数量等,城市层面特征变量包括人口总数、人均国内生产总值、普通高等学校数量、人均商品房销售总额、行政区域面积等; η_p 为省份固定效应, ε_{ci}

为扰动项。本文重点关注的系数为 α_1 。

(二)内生性问题讨论

在本文的实证研究中,内生性问题需要特别注意。其一,遗漏变量问题。不同城市在经济发展状况、公共教育资源供给等方面存在显著差异,这些因素可能会同时影响居民生育意愿和影子教育发展状况。鉴于此,本文在构建回归模型时力求纳入诸如人均国内生产总值等城市层面控制变量,旨在削弱由此所产生的内生性偏差。其二,反向因果关系。在展现出较高生育意愿的城市,适龄中小学生的数量自然更为庞大,这直接导致居民对于优质教育资源和机会的高需求。而影子教育市场作为响应机制自然倾向于增加培训机构的数量与种类。其三,自选择偏误。倾向于提高子代质量的个体,在做出生育决策之前会预先对未来子女的教育环境进行前瞻性规划,导致他们在做出定居选择时更偏好于影子教育资源更为丰富的城市。其四,测量误差问题。非正规的地下、灰色培训机构使得测度影子教育规模时存在测量误差。需要强调的是,本文所估算的影子教育市场规模实际上构成了实际规模的下限,若此时仍能够观测到两者间的显著负面影响,则本文研究结论的可靠性可进一步增强。

为缓解潜在的内生性问题,本文参考夏怡然等^[25]、陈武元等^[26]的研究,构建各城市“明清时期累计进士数量”作为影子教育规模的工具变量,认为明清进士数量反映了不同城市“崇文尚学”的社会风气,这种深植于地域文化基因中的教育传统通过代际传递(如家庭教养模式、教育期望的承袭)形成持久性影响,提升了居民对教育竞争的敏感度,影子教育市场也得以蓬勃发展。因此,本文认为明清进士所承载的历史文化资本具有强路径依赖性,满足工具变量的相关性条件。同时,该变量具备独特的外生性优势。其一,明清进士数量反映的是前工业化时期形成的历史文化遗产,其积累过程早于当代经济结构变迁数百年,独立于当前经济发展、产业政策等因素。其二,该变量主要通过塑造地域性教育文化偏好来影响当代家庭教育投入,而非直接作用于生育决策的经济约束

条件,可有效避免与生育意愿扰动项(如区域景气度、社会保障水平)的直接关联。其三,作为既定的历史沉淀指标,该工具变量不受当代教育或生育政策调整的反向影响,避免了政策内生性导致的估计偏误。基于上述考虑,本文将重点关注工具变量的回归结果。

(三)数据来源与变量定义

1. 数据来源

首先,本文使用的个体和家庭层面数据来源于北京大学中国社会科学调查中心 2020 年的中国家庭追踪调查(China family panel studies,CFPS)数据库。其次,为测度城市层面的影子教育规模,本文借助天眼查基本信息数据库获得 2020 年各城市登记在册、经营范围包括中、小学阶段的影子教育机构数量。最后,中小学在校生数量、人口总数、人均国内生产总值等作为控制变量的城市特征数据来源于《中国城市统计年鉴》、中国经济社会大数据研究平台以及各城市统计公报。在数据处理方面:其一,由于 2020 年中国家庭追踪调查只针对已婚且处于生育年龄(年龄大于等于 18 岁小于 50 岁)的群体调查其未来两年的生育意愿,在实证分析中仅保留了满足上述两个条件的样本;其二,基于城市识别码,依次将影子教育规模变量、城市特征信息与包含个体、家庭层面的微观数据集相匹配。在对所需指标的缺失值、异常值等进行剔除后,最终得到覆盖 107 个城市的 4 937 个成人样本。

2. 变量定义

本文研究的核心解释变量为影子教育规模,以各城市平均每万名中小学在校生对应的校外培训机构数量的对数来度量。被解释变量为居民生育意愿,选取 CFPS 2020 成人问卷中对应的问题“未来两年内是否会要孩子”来刻画;若受访个体回答“是”,则生育意愿变量取值为 1;否则变量取值为 0。主要变量的描述性统计如表 1 所示。

四、实证结果分析

(一)基准回归结果

表 2 前两列的 OLS 回归结果显示影子教育规模对居民生育意愿具有显著的负面影响。第(3)

列为工具变量估计;第一阶段结果表明,明清时期累计进士数量对城市的影子教育规模具有显著正向影响。Durbin-Wu-Hausman 检验通过,说明存在内生性问题,使用 IV 估计量是必要的;识别不足与弱工具变量检验结果表明,该工具变量能够有效帮助识别模型中的内生变量,且不是弱工具变量。第二阶段估计结果显示影子教育规模每增加一个标准差,居民生育意愿显著降低 0.097 个百分点。若将生育意愿作为生育行为的预测指标,并以第七次全国人口普查数据中 2020 年中国育龄妇女总数(约 3.71 亿人)为基数,则育龄女性生育意愿降低 0.097 个百分点意味着中国出生人口将减少约 36.03 万人。此外,为增强统计推断的可靠性,表 2 第(4)列汇报了稳健标准误在城市层面聚类的相应结果,同时考虑到被解释变量为二元变量,第(5)列进一步汇报了使用 IV-Probit 估计结果。研究结论均保持稳健。

表 1 变量的描述性统计

变量名	单位	均值	标准差	最小值	最大值	观测值
居民生育意愿	—	0.106	0.308	0.000	1.000	4 937
影子教育规模	—	1.290	0.714	-0.636	2.736	107
性别	—	0.458	0.498	0.000	1.000	4 937
年龄	—	37.641	7.281	18.000	49.000	4 937
户口类型	—	0.747	0.435	0.000	1.000	4 937
受教育程度	—	3.237	1.347	1.000	7.000	4 937
就业状态	—	0.871	0.336	0.000	1.000	4 937
相对收入水平	—	2.856	0.959	1.000	5.000	4 937
养老保险	—	0.683	0.465	0.000	1.000	4 937
家庭房产	—	0.835	0.372	0.000	1.000	4 937
实际孩子数量	—	1.785	0.862	0.000	7.000	4 937
ln(人均国内生产总值)	ln(万元)	11.001	0.966	9.664	19.552	107
ln(总人口数)	ln(万人)	6.138	0.627	4.618	7.819	107
ln(人均商品房销售总额)	ln(万元)	8.829	0.946	6.100	11.295	107
行政区域面积	km ²	223.642	287.378	14.000	1 469.050	107
高等学校数	所	12.579	20.013	1.000	92.000	107

注:①影子教育规模:城市平均每万名中小学在校生对应的校外培训机构数量的对数值。②性别:男性=1,否则=0。③户口类型:农村户口=1,其他=0。④受教育程度:分为 1~8 共 8 个等级,受访者为文盲或半文盲则受教育程度取 1,小学毕业则取 2,初中毕业取 3,高中、中专、技校、职高毕业则取 4,大专毕业取 5,大学本科毕业则取 6,硕士毕业取 7,博士毕业则取 8。⑤就业状态:目前在业=1,否则=0。⑥相对收入水平:分为 1~5 共 5 个等级,表示受访者认为自身相对收入水平由很低到很高。⑦养老保险参保情况:至少参与一种养老保险项目=1,否则=0。⑧家庭房产:完全产权住房=1,否则=0。

(二)稳健性检验

①替换核心解释变量,构建“平均每万名中小学生对应的校外培训机构资本规模”指标来量化城市的影子教育规模。②替换因变量,一是构建

表2 基准回归结果

变量	居民生育意愿				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	OLS	OLS	IV	IV	IV-Probit
影子教育规模	-0.012* (0.007)	-0.020** (0.009)	-0.136*** (0.039)	-0.136** (0.067)	-0.844*** (0.267)
控制变量	否	是	是	是	是
省份固定效应	否	是	是	是	是
观测值	4 937	4 937	4 937	4 937	4 925
R ²	0.001	0.190	0.164	0.157	—
第一阶段回归结果					
ln(明清时期 累计进士数量)			0.110*** (0.006)	0.110*** (0.041)	0.110*** (0.006)
识别不足检验			311.264 [0.000]		
弱工具变量 检验(F值)	—	—	362.50 [16.38]	—	—
Durbin-Wu- Hausman 检验 (χ^2 统计量)			9.442 [0.002]		

间接居民生育意愿指标,即当期望孩子数量大于实际已有孩子数量则认为个体存在生育意愿。二是根据宋健等^[15]、杨雪等^[28]的研究,分别构建异质、同质生育安排指数^⑦。③为避免因样本选择导致的估计偏误,本文进一步使用2018年中国综合社会调查(CGSS)数据对模型进行估计。④参考乔艺波等^[29]的研究,选取“城市多中心程度”作为工具变量进行回归,从内生性检验结果来看其选取满足相关性和外生性。表3结果表明,上述稳健性检验结果均与基准回归相近,进一步验证本文核心结论的可靠性。

表3 稳健性检验

变量	更换核心 解释变量	替换被解释变量			外部有效性 (CGSS)	更换 工具变量
	居民生育 意愿	间接居民 生育意愿	异质生育 安排指数	同质生育 安排指数	居民生育 意愿	居民生育 意愿
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
影子教育规模	-0.244*** (0.089)	-0.248*** (0.063)	-0.537*** (0.103)	-0.439*** (0.088)	-0.352* (0.207)	-0.173* (0.092)
观测值	4 435	6 932	6 932	6 932	3 459	5 245
R ²	0.117	0.443	0.329	0.509	0.339	0.243
第一阶段回归结果						
城市多中心程度						-0.349*** (0.044)
识别不足检验						63.511 [0.000]
弱工具变量 检验(F值)						62.175 [16.38]
Durbin-Wu- Hausman 检验 (χ^2 统计量)						2.795 [0.095]

(三) 异质性分析

1. 子代数量

不同孩子数量的家庭对进一步生育所面临的

边际成本存在差异,其生育决策会受到子代数量的影响。且已育个体能够更加直观地感受到影子教育对于家庭经济负担、生活质量等多方面的影响,更审慎地做出生育决策。鉴于此,本文根据家庭已有子代数量对样本进行分组回归。由表4可知,首先,在没有孩子的家庭中,影子教育对居民生育意愿没有显著影响。受传宗接代等传统观念影响,初胎生育的需求具有刚性,此时影子教育带来的生育成本不再是生育决策的关键因素。其次,影子教育对家庭二胎生育意愿的负面影响最大,而对三胎生育意愿的消极影响相对有所下降,但仍然显著。最后,三胎以上家庭的居民生育意愿受影子教育的影响并不显著。对于此类个体,传宗接代、养儿防老等因素可能在生育决策过程中发挥更大作用。

表4 异质性分析:子代数量

变量	家庭已有孩子数量			
	没有孩子	1个孩子	2个孩子	3个及以上孩子
影子教育规模	0.483 (0.341)	-0.307* (0.162)	-0.079* (0.041)	-0.068 (0.084)
观测值	179	1 601	2 463	686
R ²	0.015	0.039	0.018	0.053

2. 家庭收入

前文理论分析部分强调影子教育引致的经济成本是影响居民生育意愿的重要机制之一。而家庭收入水平的提高能够抵消育儿成本上涨,进而对居民生育意愿产生正向激励。表5中第(1)列、第(2)列结果显示,影子教育对居民生育意愿的影响在高收入家庭中并不显著,但显著降低了低收入家庭的生育意愿。当影子教育市场扩张时,低收入家庭可能会因为无法负担预期养育成本而被迫减少预期生育数量。而对高收入家庭来说,影子教育带来的经济成本并非其生育决策时重点考虑的因素。

3. 社会网络

影子教育市场的持续扩张弱化居民生育意愿

⑦ 根据宋健等^[15]研究,对女性来说,期望孩子数量超过实际生育行为的部分乘以无偏离概率(85%)可用于表示未来可实现的生育子女数,男性则不存在生育意愿与生育行为的偏离,据此可定义异质生育安排指数。而杨雪等^[28]认为男性与女性具有相同的生育偏离,据此可定义同质生育安排指数。

的核心逻辑源于地位外部性对家庭影子教育投资决策的裹挟。当家庭嵌入紧密的社会交往网络时,更易暴露于与“别人家孩子”教育成就的社会比较压力中。为验证上述逻辑,本文采用自评人缘关系作为个体社会交往网络紧密程度的代理变量进行异质性分析。表 5 第(3)列、第(4)列的结果表明,影子教育扩张显著弱化了紧密社会交往群体的生育意愿,但在社会交往相对疏远的子样本中影响并不显著。这一异质性结果为地位外部性作为衔接影子教育市场与微观教育投资决策的关键纽带提供了暗示性证据。

表 5 异质性分析:家庭收入与社会网络

变量	高家庭收入	低家庭收入	社会交往紧密	社会交往疏远
	(1)	(2)	(3)	(4)
影子教育规模	-0.061 (0.058)	-0.186 *** (0.061)	-0.130 *** (0.045)	-0.113 (0.075)
观测值	2 801	2 124	3 690	1 246
R ²	0.211	0.131	0.172	0.192

4. 养老保险

在中国的传统观念中,“养儿防老”是一种被广泛接受的养老方式,与此并行的另一种主流养老安排则是养老保险制度。根据萨缪尔森的代际交替模型,参与养老保险则是个人为适应年老阶段的消费需求而在年轻时进行的预防性储蓄。对于那些已参与养老保险的个体而言,他们已经在一定程度上通过养老保险制度为自己的老年生活提供了经济保障,从而减轻对子女赡养的直接依赖,在生育选择上拥有更多的自主权。相反,对于未参与养老保险的群体而言,由于缺乏长远的养老保障,他们更可能受到“养儿防老”观念的驱动,倾向于通过提升子女的数量与质量来增强自身在老年阶段被赡养的能力。在此情境下,影子教育作为影响子女教育质量与成本的关键因素,可能对未参保群体的生育意愿构成了更为显著的制约。表 6 中第(1)列、第(2)列的结果显示,在未参保群体中影子教育对生育意愿的消极影响要大于已参保群体。进一步地,本文根据 CFPS 问卷中受访者对“生养子女是为了从经济上帮助家庭”的认同度,将未参保群体划分为同意、不同意两组子样本。若影子教育确系弱化未参保群体生育意愿的

重要因素,且依赖“子女教育投资作为养老保障”这一路径实现,则该消极影响应在同意该观点的未参保个体中更为显著。表 6 第(3)列、第(4)列汇报的分组回归结果与上述预期相符。

表 6 异质性分析:是否有养老保险

变量	有养老保险	无养老保险	无养老保险	
			同意生育的经济支持动机	不同意生育的经济支持动机
	(1)	(2)	(3)	(4)
影子教育规模	-0.129 *** (0.041)	-0.223 ** (0.108)	-0.336 ** (0.156)	-0.133 (0.171)
观测值	3 374	1 562	749	747
R ²	0.163	0.136	0.098	0.166

五、机制分析

(一)地位外部性

理论模型部分剖析了影子教育影响居民生育意愿的三种作用机制:经济成本、时间成本和心理成本。然而,上述作用机制的有效运转隐含影子教育存在地位外部性这一关键前提假设。中国家庭追踪调查在 2020 年的少儿家长代答问卷中访问了每位孩子最近一个月是否参加亲子班或辅导班,本文将其与个人问卷、家庭问卷与城市变量进行匹配,构建“是否有孩子参与辅导”与“家庭内参与辅导的孩子占总子女数的比重”来衡量个体影子教育参与决策。表 7 报告了相应工具变量回归结果,表明影子教育市场的规模扩张显著提升了家庭的影子教育参与。上述结果为地位外部性的存在提供了实证支撑,为后续机制分析奠定基础。

表 7 地位外部性

变量	是否参与辅导	参与辅导孩子占比
	(1)	(2)
影子教育规模	0.190 ** (0.081)	0.235 *** (0.074)
观测值	2 271	2 271
R ²	0.162	0.169

(二)经济成本机制

前文中异质性分析中已经表明,影子教育对生育意愿的消极影响在家庭收入水平较低的群体中更为显著,这为经济成本机制提供了间接证据。中国家庭追踪调查在 2020 年的家庭问卷中访问了家庭在过去 12 个月的教育培训支出和家庭总支出,本文根据家庭教育支出占家庭总支出的比例

构建了教育支出程度这一二元代理变量:若家庭教育支出占总支出的比例大于中位数,则教育支出程度变量取值为1,否则该变量取值为0。表8报告了经济成本机制的工具变量回归结果,第(1)列结果表明影子教育增加了家庭的教育支出,而第(2)列、第(3)列则报告了依据教育支出程度分组的回归结果。可以发现,在教育支出程度相对较高的群体中,影子教育对生育意愿的负面影响更大,而在教育支出程度低的家庭中,该负面影响不再显著。上述结论验证了“经济成本”机制。

表8 经济成本机制

变量	教育支出程度	生育意愿	
		高教育支出程度	低教育支出程度
	(1)	(2)	(3)
影子教育规模	0.160 ** (0.071)	-0.146 ** (0.061)	-0.101 (0.062)
观测值	4 392	2 196	2 196
R ²	0.080	0.063	0.253

(三) 时间成本机制

依据CFPS在个人问卷中所询问“每周通过各种方式看电视、电影及其他视频节目的时间”问题的回答,本文构建二元变量“闲暇”作为时间成本的代理变量。若个体每周看电视电影的时长大于中位数,则闲暇变量取值为1,否则取值为0。若个体拥有更多的闲暇时间,则意味着提升子代质量需付出的时间成本相对更低。表9第(1)列结果显示,影子教育扩张显著降低了个体的闲暇时间。而第(2)列、第(3)列分组回归结果则显示,影子教育对生育意愿的负面影响在闲暇时间较短的群体中更大。上述结论表明,影子教育扩张迫使个体让渡自身闲暇,付出更多的时间养育孩子,从而削弱了居民生育意愿。

表9 时间成本机制

变量	闲暇	生育意愿	
		闲暇时间长	闲暇时间短
	(1)	(2)	(3)
影子教育规模	-0.126 * (0.076)	-0.138 ** (0.054)	-0.193 ** (0.075)
观测值	4 290	2 109	2 181
R ²	0.013	0.176	0.114

(四) 心理成本机制

在CFPS 2020年问卷中询问了“您认为教育

问题在我国有多严重”问题,对该问题回答的打分范围在0到10分之间。其中,0分表示受访者认为现有教育问题完全不严重,10分则表示问题非常严重。本文利用该问题的答案,构建心理成本的二值代理变量“教育焦虑程度”,当打分范围大于等于5分时,教育焦虑程度变量的赋值为1,反之赋值为0。表10第(1)列结果表明,影子教育显著正向影响个体的教育焦虑程度;而第(2)列、第(3)列的分组回归结果则显示,在教育焦虑程度较高的家庭中,影子教育的影响更大也更显著。上述结果验证“心理成本”机制。

表10 心理成本机制

变量	教育焦虑程度	生育意愿	
		高教育焦虑程度	低教育焦虑程度
	(1)	(2)	(3)
影子教育规模	0.108 ** (0.050)	-0.146 *** (0.046)	-0.117 * (0.070)
观测值	4 926	4 103	822
R ²	0.035	0.165	0.190

六、进一步分析:生育支持政策

前文分析表明,约束和规范影子教育市场对于改善当前的低生育率社会环境具有至关重要作用。与此同时,亦需探讨和制定能够与之发挥协同作用的配套政策,构建生育支持政策体系以缓解影子教育扩张对居民生育意愿的消极作用。

根据经典人力资本投资理论,家庭对子代质量的需求以及最适宜的影子教育投资决策应基于其对现期教育成本与预期未来收益的精心权衡^[30]。从减少现期教育成本角度来看,政府公共财政支持能够从教育供给侧出发有效分摊家庭的教育负担^[31],是缓解影子教育对居民生育意愿消极影响的一项重要策略。从预期的未来收益角度出发,以丰富养老保障内容、扩大保障范围为重点健全当前社会保障体系,使得居民不再因担忧自己的养老问题而进行预防性储蓄,其保障子女教育需求的能力增强,影子教育对生育意愿的负面影响就会被削弱。

本文使用调节效应模型对上述假说进行验证。首先,借助2020年《中国城市统计年鉴》中教育支出指标计算各城市教育支出占地方生产总值

的比重,并利用比重的中位数构建教育公共支出虚拟变量,对于教育支出占比低于中位数的城市该虚拟变量赋值为 0,否则赋值为 1。其次,鉴于当前社会保障体系建设的优化重心逐渐倾向于养老保障,其中致力于为失能老人提供专业化照护服务的“长护险”已成为保障未来养老生活的重要社会保障政策工具,其普惠力强、实施面广,被称为社保五险之外的“第六险”。因此,本文借助“长护险”政策试点构建社会保障体系变量,将 2020 年“长护险”政策试点城市及省份记为 1,认为其社会保障体系建设相对健全,其他记为 0,其社会保障体系建设有待完善。表 11 第(3)列回归结果显示,公共教育支出、社会保障体系分别与影子教育的交乘项系数均显著为正,表明从供给侧出发提升公共教育支出、从需求侧出发健全社会保障体系相辅相成,共同缓解了影子教育对生育意愿的消极影响。

表 11 进一步分析:生育支持政策

变量	生育意愿		
	(1)	(2)	(3)
影子教育规模	-0.032 ** (0.015)	-0.031 *** (0.009)	-0.046 *** (0.016)
教育公共支出	-0.051 * (0.027)	—	-0.052 * (0.027)
影子教育规模 × 教育公共支出	0.031 * (0.018)	—	0.035 ** (0.018)
社会保障体系	—	-0.079 ** (0.031)	-0.112 *** (0.033)
影子教育规模 × 社会保障体系	—	0.047 ** (0.019)	0.051 *** (0.020)
观测值	4 465	4 937	4 465
R ²	0.201	0.191	0.203

七、结论与建议

当前,中国正面临着生育率持续低迷的严峻考验,未来将导致劳动力短缺和成本上升,社会养老负担加重等问题,对家庭稳定与社会经济发展带来挑战。因此,在少子化背景下深入探究影子教育如何影响居民的生育意愿,对于我国政府制定和实施旨在促进人口可持续发展的相关政策具有重要意义。鉴于此,本文使用 CFPS 数据实证探究了影子教育与生育意愿间的关系,并从经济成本、时间成本、心理成本 3 个渠道提供了作用机制

解释,为人口学经济领域的相关文献提供了有益补充。研究发现,在地位外部性作用下影子教育通过增加家庭教育支出、挤占闲暇时间、加重心理焦虑方式弱化了居民生育意愿,尤其在已育,社会交往紧密家庭,以及低收入、未参与养老保险等相对弱势群体中影响效应更为显著。

本文的研究从实施积极应对少子化国家战略角度出发,为具体落实教育减负政策提供了一些有益参考。第一,强化“双减”政策长效治理,构建影子教育规范化监管体系。完善影子教育市场准入标准与动态退出机制,建立健全的市场监管机制,防范课外补充教育变质为“家教公司”或“私教服务”。第二,深化社会舆论引导,消解教育焦虑的传播。进一步强化教育减负政策及现阶段已有成果宣传,弘扬积极正面的教育理念,弱化地位外部性引发的非理性跟风行为。第三,增加公共教育投入,强化学校主阵地作用。着力加强师资队伍建设与课后作业辅导服务保障,同步推进“教师轮岗”“就近入学”等关键举措。通过提升校内教育质量与教育公平,减少家庭补充教育需求。第四,构建生育支持政策体系,持续完善社会保障政策的制度设计,提高公众对社会保障问题的认识和参与度。通过上述措施降低居民对未来风险的预期,增强当前教育投资信心,为实现人口的可持续发展奠定坚实基础。

参考文献:

[1] 都阳. 低生育率时代的经济发展:结构、效率与人力资本投资[J]. 国际经济评论,2015(2):120-133.
 [2] 穆光宗,林进龙. 论生育友好型社会:内生性低生育阶段的风险与治理[J]. 探索与争鸣,2021(7):56-69,178.
 [3] 曹伟,刘桂岭,曾利飞,等. 家庭养老与社会养老融合对居民储蓄率的影响研究[J]. 经济研究,2023,58(3):172-190.
 [4] 余宇,阙明坤,杨开勇,等. 我国基础教育阶段学生负担治理:“双减”政策及长效机制建设[J]. 管理世界,2022,38(7):163-170.
 [5] STEVENSON D L, BAKER D P. Shadow education and allocation in formal schooling: transition to university in Japan

- [J]. *American journal of sociology*, 1992, 97(6): 1639-1657.
- [6] KIM S, TERTILT M, YUM M. Status externalities in education and low birth rates in Korea[J]. *American economic review*, 2024, 114(6): 1576-1611.
- [7] 石智雷, 郑州丽. 性别视角下生育意愿研究[J]. *财贸研究*, 2023, 34(6): 9-20.
- [8] 王一帆, 罗淳. 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[J]. *人口与发展*, 2021, 27(5): 72-82, 23.
- [9] 康传坤, 孙根紧. 基本养老保险制度对生育意愿的影响[J]. *财经科学*, 2018(3): 67-79.
- [10] 风笑天. 影响育龄人群二孩生育意愿的真相究竟是什么[J]. *探索与争鸣*, 2018(10): 54-61, 142.
- [11] 王天宇, 彭晓博. 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[J]. *经济研究*, 2015, 50(2): 103-117.
- [12] 汪伟, 杨嘉豪, 吴坤, 等. 二孩政策对家庭二孩生育与消费的影响研究: 基于 CFPS 数据的考察[J]. *财经研究*, 2020, 46(12): 79-93.
- [13] 易君健, 易行健. 房价上涨与生育率的长期下降: 基于香港的实证研究[J]. *经济学(季刊)*, 2008(2): 22.
- [14] LIU J, XING C, ZHANG Q. House price, fertility rates and reproductive intentions[J]. *China economic review*, 2020, 62: 101496.
- [15] 宋健, 阿里米热·阿里木. 育龄女性生育意愿与行为的偏离及家庭生育支持的作用[J]. *人口研究*, 2021, 45(4): 18-35.
- [16] 张骞, 高雅仪. 竞争与博弈: 课外补习的学业回报与心理健康代价[J]. *社会*, 2022, 42(3): 159-194.
- [17] 任伟聪, 梁若冰. 子女升学压力、班级同群效应与家庭课外教育投资[J]. *财经研究*, 2024, 50(2): 154-168.
- [18] 胡咏梅, 范文凤, 丁维莉. 影子教育是否扩大教育结果的不均等: 基于 PISA2012 上海数据的经验研究[J]. *北京大学教育评论*, 2015, 13(3): 29-46, 188.
- [19] 薛海平, 徐丹诚. 影子教育的剧场效应研究: 基于中国教育追踪调查数据分析[J]. *教育经济评论*, 2022, 7(1): 75-98.
- [20] 李长洪, 林文炼. 课外辅导热: 竞争压力与同伴效应[J]. *经济学(季刊)*, 2023, 23(4): 1583-1598.
- [21] BECKER G S, LEWIS H G. On the interaction between the quantity and quality of children[J]. *Journal of political economy*, 1973, 81(1-2): 113.
- [22] PURKAYASTHA D. From parents to children: intra-household altruism as institutional behavior[J]. *Journal of economic issues*, 2003, 37(3): 601-619.
- [23] 陈卫, 刘金菊. 近年来中国出生人数下降及其影响因素[J]. *人口研究*, 2021, 45(3): 57-64.
- [24] WOODRUFF-BORDEN J, MORROW C, BOURLAND S, et al. The behavior of anxious parents: examining mechanisms of transmission of anxiety from parent to child[J]. *Journal of clinical child and adolescent psychology*, 2002, 31(3): 364-374.
- [25] 夏怡然, 陆铭. 跨越世纪的城市人力资本足迹: 历史遗产、政策冲击和劳动力流动[J]. *经济研究*, 2019, 54(1): 132-149.
- [26] 陈武元, 蔡庆丰, 程章继. 高等学校集聚、知识溢出与专精特新“小巨人”企业培育[J]. *教育研究*, 2022, 43(9): 47-65.
- [27] 刘金菊. 中国城镇女性的生育代价有多大? [J]. *人口研究*, 2020, 44(2): 33-43.
- [28] 杨雪, 谢雷. 主观幸福感、婚姻满意度与当代青年的生育安排[J]. *人口学刊*, 2022, 44(2): 44-56.
- [29] 乔艺波, 罗震东. 多中心空间结构对中国城市创新绩效的影响: 基于 279 个地级及以上城市的实证[J]. *城市规划*, 2024, 48(12): 17-26.
- [30] BECKER G S. Investment in human capital: a theoretical analysis[J]. *Journal of political economy*, 1962, 70(5): 9-49.
- [31] GAO Q, ZHAI F, YANG S, et al. Does welfare enable family expenditures on human capital? evidence from China[J]. *World development*, 2014, 64: 219-231.

(本文责编: 润泽)