

doi:10.3969/j.issn.1672-626x.2022.03.003

小学数量供给影响生育吗

江涛

(湖北经济学院 经济与贸易学院,武汉 430205)

摘要:出生率长期处于低位运行,不利于我国人口与经济社会的可持续发展。基于小学数量大幅下降、上学距离变远,引起养育成本上升,进而抑制生育需求的思路,本文使用中国1999—2013年256个地级市的面板数据,运用小学生均教育支出作为小学数量的工具变量,在地级市层面,提供了小学数量供给下降如何影响生育的证据。结论表明:小学数量下降可以解释出生率在样本期间下降幅度的28%,其影响机制之一是上学距离变远;较佳的道路通行状况可以缓解小学数量下降对出生率的抑制性影响。因而,该论文政策意义是:在人口流入区,政府应该严格遵循“就近入学”原则,增加小学数量供给,有助于降低养育代价,释放生育需求。

关键词:小学数量;撤点并校;上学距离;出生率

中图分类号:F063.4

文献标志码:A

文章编号:1672-626X(2022)03-0020-12

一、引言与文献回顾

根据《中国统计年鉴2021》,改革开放以来,我国名义GDP从1978年的3678.7亿元迅速提高到2020年的1015986.2亿元,42年间上升276倍,平均每年增长9.2%。然而,我国人口再生产则不断创新低,出生率从1978年的18.25‰下降到2020年的8.25‰,下降幅度高达55%。而且,21世纪以来,低生育需求和低生育意愿问题始终难以解决或者缓解。鉴于此,计划生育政策逐步放宽,但遗憾的是,这并没有扭转我国出生率持续走低趋势。此外,我国出生率下降幅度还具有与习惯看法不同的特点:经济社会发展程度较低的中西部地区相比经济社会发展程度较高的东部地区,前者的出生率下降幅度高于后者的出生率下降幅度^①。易富贤(2013)认为出生率长期处于低迷状态,伴随着预期寿命延长和性别偏好问题,将凸显和加重我国社会老龄化问题和社会问题^②。什么原因导致我国生育需求或者出生率长期处于低迷状态呢?而且该因素是否有助于解释中西部地区出生率下降幅度高于东部地区出生率下降幅度?

一个值得关注的现象是:我国小学数量与出生率的变动在时间和空间层面一致。伴随着出生率下降,2001年我国小学数量在全国各地大幅下降(撤点并校)。如表1所示,小学数量从2000年的553622所下降至2013年的213529所,下降幅度高达61.4%,远领先于出生率下降幅度13.9%和同期在校小学生数下降幅度28.1%,也远超1985—2000年小学数量下降幅度33.5%。这将导致家庭与学校之间的平均上学距离变远,进而促使走读、寄宿和陪读现象日益普遍,小学教育成本大幅提高。据审计署审计结果公告《1185个县农村中

收稿日期:2021-12-07

基金项目:教育部人文社会科学研究青年基金项目(17YJC790060)

作者简介:江涛(1982—),男,湖北鄂州人,湖北经济学院经济与贸易学院讲师,经济学博士,研究方向人口与劳动经济学。

小学布局调整情况专项审计调查结果》(2013年第2号),约17.3%的走读学生交通费用占其家庭年均收入10%以上;约16.9%的寄宿生食宿费支出占其家庭年均收入30%以上;3.28万校外租房学生平均每年费用支出(8046元)是其家庭年均收入的36%。这并未包括因孩子上学距离变远引起的家长就业机会和收入的间接损失。这表明小学数量大幅下降导致上学距离变远,进而导致家庭获取小学教育的代价上升。此外,在空间上,中西部地区撤点并校的力度大于东部地区的力度。21世纪教育研究院(2013)指出,撤点并校后西部地区270个县的小学服务半径增幅为59%,平均达到6.09公里^[2]。

表1 1985—2000年与2000—2013年小学数量、出生率和在校小学生数下降率

年份	小学数量	出生率	在校小学生数
1985—2000	-0.335%	-0.333%	-2.7%
2000—2013	-0.614%	-0.139%	-28.1%

数据来源:《中国统计年鉴2016》。

根据本文理论分析或者应用Becker和Lewis(1973)关于家庭子女质量与数量替代理论,小学数量下降,提高了上学距离,提高了家庭子女数量的影子价格,进而抑制家庭生育需求。部分研究也提供了间接或者直接的证据^[3]。江涛(2020a)使用2014—2015年CEPS八年级学生数据,发现在各自通常的交通方式下,从家庭到学校所花时间越长的学生,其兄弟姐妹数量越少^[4]。江涛(2020b)使用2013年CHIP数据,主要在家庭层面提供了撤点并校政策抑制家庭子女数量及其机制的微观证据,但该研究并未在地区层面提供小学数量下降引起出生率下降的机制分析证据^[5]。

养育成本上升,是理解、分析和解释生育率或者出生率下降的一条传统但又非常关键的思路。然而,引起养育成本上升的因素却不尽相同。周长洪(2015)^[6]、任栋和李萍(2015)^[7]、杨华磊等(2020)^[8]和江涛(2021)^[9]表明城市化、工业化、女性就业和教育等因素,引起养育机会成本上升,进而降低生育需求。另一部分因素引起养育直接成本上升,进而对生育需求产生抑制性影响。这类文献关注住房价格和教育成本迅速上升对生育的抑制性影响^[10-16]。虽然以上因素有利于解释生育率下降,但难以在总体上解释出生率下降幅度在地区间存在的差异。鲜有文献在地区层面关注初等教育供给规模(小学数量下降)对生育的影响及其机制。本文将从小学数量下降、学生上学距离变远引起养育成本上升的角度展开研究,不仅有助于理解、分析和解释我国出生率的部分下降,而且由于中西部地区小学撤点并校程度高于东部地区,因此还有助于理解出生率下降幅度的地区差异。

当然,小学数量与出生率的变化在时间和空间上的一致可能存在多种解释。第一,小学数量的下降,引起上学距离变远,养育成本上升,进而抑制出生率。第二,政府根据出生率下降的时间和空间的不同,展开不同程度的撤点并校。因而,在地区层面,识别小学数量下降影响出生率的因果影响和机制分析是本文的重中之重。

基于上述分析,图1比较了撤点并校前后出生率与小学数量的变化关系。在撤点并校前,出生率与小学数量变化呈水平状态,见图1虚线;而在撤点并校后,出生率与小学数量呈左下倾斜变化关系,见图1实线。出生率与小学数量的正相关关系,可能是政府在出生率低的地区减少小学数量。鉴于此,本文采用小学生均教育支出作为小学数量的工具变量,识别小学数量对出生率的因果影响。工具变量估计发现小学数量下降可以解释样本期间出生率下降的28%左右。此外,鉴于数据来源于地级市层面,不可观测的遗漏变量问题可能较为“严重”,本文沿用Altonji等(2005)^[17]可观测变量选择性评估不可观测变量选择性的思路,采用Oster(2019)^[18]提出的方法评估不可观测变量的遗漏对小学数量系数估计的影响。实证结果在地区层面支持:小学数量下降,降低了地区出生率。

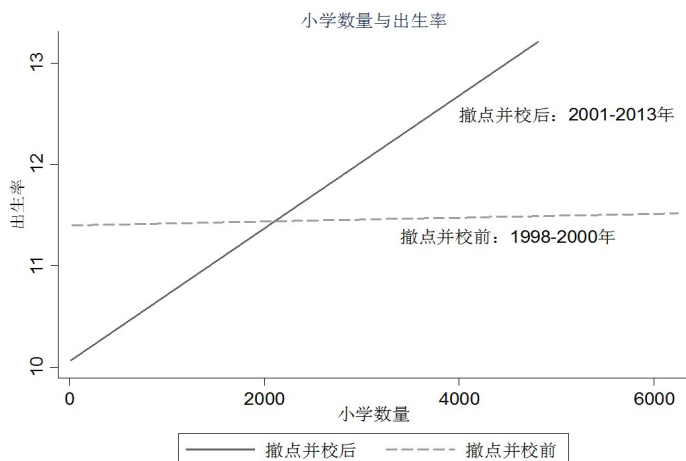


图1 小学数量与出生率的线性拟合:撤点并校前后

在地区层面,上学距离变远是家庭养育成本上升的重要因素。缓解上学距离变远的因素可以调节养育成本变化,进而可能影响生育。较高的道路铺装面积,可以“压缩”家与学校之间的上学距离和上学时间,缓解因上学距离变远引起的养育成本上升问题,从而有助于调节小学数量下降的生育抑制效应。因而,本文进一步推论:在道路铺装面积较高的地方,小学数量下降对出生率的抑制作用较低。通过分别设置小学数量与道路铺装面积交互项、生校比与道路铺装面积交互项,分析小学数量下降抑制出生率的机制。回归结论支持该推论:小学数量下降对出生率的抑制作用,受到道路铺装面积高低的调节。

文献较少以小学数量供给下降、上学距离变远解释我国出生率下降。因而,本文可能的边际贡献和研究意义在于:(1)进一步扩展了文献。江涛(2020b)在家庭层面提供了撤点并校政策抑制生育的证据^[9]。本文在地区层面提供了小学数量下降导致地区出生率下降的因果识别和机制影响证据。(2)在小学数量供给政策方面。本文研究含义是:在低生育背景下,政府在人口流入地严格遵循“就近入学”原则,增加小学数量供给对提高生育的重要意义。(3)从小学数量大幅下降角度切入,不仅有助于解释出生率下降,而且有助于解释出生率下降幅度在地区间的差异。本文后续安排为:第二部分是理论模型与研究假设;第三部分是变量选择与数据来源;第四部分是因果识别分析;第五部分为小学数量影响出生率的机制分析;第六部分是结语。

二、理论模型与研究假设

本文在理论上分析小学数量下降对养育子女价格的影响,进而分析家庭子女数量需求的变化。借鉴Becker和Lewis(1973)数量与质量模型^[3],将小学数量作为养育子女价格的构成部分引入模型,分析养育子女价格变化与学校数量变化的关系。

假设代表性家庭,时间总量为1(不区分丈夫和妻子),闲暇时间为 t ,工作时间为 $1-t$,工资为 w ,则家庭收入为 $(1-t)*w$ 。 c 为家庭的消费数量,总价格为 π ,商品消费支出为 $c*\pi$ 。 n 为家庭想要拥有的子女数量,每位孩子的小学教育价格为 $a+b*q$,其中 a 为育儿的非小学教育成本,假定不变, $b*q$ 是刻画地区学校数量多少而产生的成本,当学校数量较多,即 q 较高时,家庭获取小学教育的代价较低,故 $b<0$;当 q 较低时,家庭获取小学教育服务的价格较高。这是因为当学校数量较少,一方面学生上学距离较远,另一方面家庭很可能需要使用更多资源竞争义务教育,比如进入学校的名额、教师注意力和教师座位等。因而家庭获取义务教育的价格较高。家庭预算约束为: $c*\pi+n*(a+b*q)=(1-t)*w$ 。家庭效用来源于家庭的消费、闲暇时间和孩子数量,效用函数为 $U(c, t, n)$,这里不设置效用函数的具体形式。该家庭效用函数和约束条件如下:

$$\begin{aligned} \max U &= U(t, c, n) \\ \text{s.t. } c^* \pi + n^*(a + b^*q) &= (1-t)^*w \end{aligned}$$

该家庭的拉格朗日函数为:

$$L = U(t, c, n) + \lambda[(1-t)^*w - c^* \pi - n^*(a + b^*q)]$$

效用最大化的一阶条件为:

$$\begin{aligned} \frac{\partial L}{\partial n} &= \frac{\partial U}{\partial n} - \lambda(a + b^*q) = 0 \\ \frac{\partial L}{\partial c} &= \frac{\partial U}{\partial c} - \lambda \pi = 0 \\ \frac{\partial L}{\partial t} &= \frac{\partial U}{\partial t} - \lambda w = 0 \\ \frac{\partial L}{\partial \lambda} &= (1-t)^*w - c^* \pi - n^*(a + b^*q) = 0 \end{aligned}$$

其中, λ 为拉格朗日乘子。从中可以得出 $\frac{\partial U}{\partial n} / \lambda = (a + b^*q)$ 的结论, 而 $\frac{\partial U}{\partial n} / \lambda$ 是子女数量的影子价格, 它取决于 $a + b^*q$, 给定 a 不变的情况下, 则子女数量的价格是 b^*q 的减函数 ($b < 0$), 即子女数量的价格随着学校数量的下降而上升, 家庭多生育一个孩子的成本上升, 这将抑制家庭生育。因而, 地区小学数量的下降将抑制家庭生育孩子的数量。根据此模型分析, 本文研究假设为: 地区小学数量的下降将降低地区出生率。故预期小学数量系数符号显著小于 0。

三、变量选择、定义与数据来源

本文使用 1999—2013 年^②中国 256 个地级市面板数据, 分析小学数量下降对出生率的影响方向、大小与机制。为控制民生公共品供给可能对小学数量影响的干扰, 本文引入幼儿园数量、小学生师比、人均图书馆总藏书数、医疗卫生等变量; 为控制政府经济类公共品供给, 本文引入人均道路铺装面积变量。由于出生率受到地区经济特征、阶段性发展因素和人口特征的影响, 且这些特征可能与小学数量供给相关, 因此本文控制人均 GDP、城镇化率、第一产业从业人口比例、百人在校大学生数、人口密度、死亡率和未婚人口比例等变量, 全部变量及定义见表 2。出生率数据来源于各地级市统计年鉴或者各地级市统计公报。由于年鉴资料并没有提供地级市未婚人口比例数据, 因而本文使用省级未婚人口比例进行替代, 未婚数据来源于相应年份《中国统计年鉴》。

表 2 变量定义与基本统计信息描述

变量	定义	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
出生率	(年出生人数/年平均人数)*1000‰	3584	11.200	8.792	3.620	215
小学数量(百所)	各地级市小学数量	4133	9.651	9.059	0.050	58.09
幼儿园数量对数	log(幼儿园数量)	3851	5.832	1.079	0	8.669
小学生师比	在校小学生数/专任教师数	4135	18.983	4.854	1.844	47.771
人均图书馆总藏书数(十人)	图书馆藏书数/地区总人口	3601	23.051	54.978	0	1438.59
万人医生数	每万人口医生数量	4126	17.209	9.073	0	88.451
万人医院床位数(百张)	每万人口医院病床数量	4126	0.309	0.143	0	1.325
人均道路铺装面积(百平方米)	道路铺装面积/地区总人口	3871	0.089	0.095	0	4.43
人均 GDP(万元)	GDP/地区总人口	4122	2.404	3.188	0.085	46.7
城镇化率	非农人口/地区人口	3814	0.293	0.191	0	1.043
第一产业从业人员比重	农业从业人口/地区人口	4122	4.199	7.942	0	77.99
死亡率	(年死亡人数/年平均人数)*1000‰	3122	6.209	4.476	0.860	129.3

表2 变量定义与基本统计信息描述(续)

变量	定义	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
百人在校大学生数	每百人中在校大学生数量	4023	1.153	1.789	0	12.611
人口密度(千人平方公里)	总人口数量/面积	4135	0.415	0.353	0.005	11.564
未婚人口比例	15岁及15岁以上男女未婚人口数/地区男女人口数	4245	0.198	0.035	0.133	0.352
地方政府竞争	实际利用外资额/GDP	4006	0.003	0.005	0	0.171
财政收支压力	预算内(财政收入/财政支出)	4134	0.576	0.247	0.022	2.587
小学生均教育支出(千元)	财政教育支出/在校小学生数量	4128	6.070	10.933	0	285.702
生校比(千人)	小学生数量/学校数量	4057	0.666	1.135	0.019	23.879

四、小学数量下降对出生率的因果识别分析

(一)基准回归与遗漏变量分析

本文基准回归模型设定为如下线性模型:

$$birthrate_{it} = \alpha + \beta school_{it} + X_{it}'\omega + \tau_i + v_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, $birthrate_{it}$ 和 $school_{it}$ 分别表示城市 i 在时间 t 的出生率和小学数量; X_{it} 表示一组城市 i 、时间 t 的控制变量; τ_i 是城市固定效应、 v_t 是时间固定效应, ε_{it} 是随机扰动项。 β 是本文感兴趣的系数。

表3中OLS基准回归结果显示:小学数量系数是0.025,在10%显著性水平上通过统计检验。尽管基准回归模型尽可能控制影响出生率和小学数量的变量,但是仍然无法全面排除不可观测因素的影响。鉴于此,基于系数稳定性^③,通过引入未婚人口比例变量,沿用可观测变量选择性评估不可观测变量选择性的思路,使用Oster(2019)^[18]的研究推测该遗漏变量的选择性需要达到多大,才能使回归结果产生严重偏误。表3倒数第1~3行(A、B和C), $R^2_{max}=1(0.8/0.5)$ 时,不可观测变量的选择性需要达到可观测变量选择性的4.03(5.24/9.57)倍,才能完全“抵消”小学数量对出生率的影响。这远高于假定 $\delta=1$ ——可观测变量对出生率的影响与不可观测变量的影响同等重要。

(二)工具变量回归

以上分析初步表明遗漏变量问题并未威胁本文结论。然而,它既难以回答小学数量下降对出生率的影响究竟有多大,也始终面临内生性问题困扰。鉴于此,本文使用小学生均教育支出作为小学数量的工具变量,估计小学数量影响出生率的大小和方向。这要求工具变量与小学数量相关,但与影响出生率的因素无关,即需要满足以下三个条件:相关性、外生性和排斥性约束。工具变量方法使用模型(1)和模型(2)进行估计。模型(2)中 $p_stu_ee_{it}$ 是工具变量——小学生均教育支出, σ_{it} 随机误差项,其余变量与模型(1)中变量相同。

$$school_{it} = \alpha + \pi * p_stu_ee_{it} + X_{it}'\kappa + \tau_i + v_t + \sigma_{it} \quad (2)$$

1. 相关性条件

分税制改革以后,不少县级政府财政困难,难以支持庞大的义务教育支出。史宁中等(2014)认为地方政府有动力和压力进行农村小学教育布局(撤点并校)调整^[19]。因而,在小学生均教育支出较高的地方,地方政府教育支出压力往往较大,有较高“积极性”进行撤点并校。21世纪教育研究院(2013)表明地方政府为减少教育支出而撤点并校^[2]。丁冬和郑风田(2015)研究表明地方政府借撤点并校之机挤占并压缩了教育财政所占比例^[20]。此外,撤点并校与减少小学教育支出之间的内在关系,在中央政府文件中也得到间接印证。2006年6月教育部《关于实事求是地做好农村中小学布局调整工作的通知》(教基〔2006〕10号)直接指出“农村小学和教学点调整要严格防止以布局调整为名减少教育投入”。表3A部分的第一阶段回归中,小学生均

表3 OLS基准回归与工具变量回归结果

A	第一阶段回归: 被解释变量——小学数量					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	
小学生均教育支出	-0.069*** (0.020)	-0.065*** (0.019)	-0.086*** (0.016)	-0.080*** (0.016)	-0.080*** (0.016)	
F值	11.61	11.72	18.03	24.38	23.67	
B	第二阶段回归: 被解释变量——出生率					
	OLS基准回归结果	工具变量回归结果				
小学数量	0.025* (0.014)	0.340** (0.144)	0.348** (0.150)	0.154** (0.073)	0.178** (0.078)	0.175** (0.075)
财政收支压力		-0.244 (0.496)	0.322 (0.596)	-0.068 (0.377)	0.010 (0.390)	0.094 (0.380)
人均道路铺装面积	0.273 (1.700)		2.331 (2.581)		1.488 (1.894)	1.272 (1.911)
万人医生数	-0.023*** (0.009)			-0.023** (0.009)	-0.021** (0.009)	-0.021** (0.009)
万人医院床位数	0.872 (0.887)			1.896 ^c (0.987)	1.064 (0.911)	1.021 (0.933)
人均图书馆总藏书数	0.003*** (0.001)			0.004*** (0.001)	0.003*** (0.001)	0.003*** (0.001)
地方政府竞争						-57.344** (24.247)
幼儿园数量对数	0.270 (0.169)	0.766** (0.321)	1.011** (0.414)	0.426** (0.207)	0.519** (0.232)	0.576** (0.232)
小学生师比	-0.053*** (0.015)	-0.152*** (0.053)	-0.164*** (0.058)	-0.060*** (0.019)	-0.070*** (0.022)	-0.082*** (0.023)
人均GDP	0.032 (0.050)	-0.053 (0.083)	-0.033 (0.075)	-0.053 (0.057)	-0.004 (0.057)	-0.031 (0.056)
城镇化率	0.870 (0.809)	0.362 (0.432)	2.480** (1.084)	1.320 (0.877)	0.886 (0.828)	1.106 (0.821)
死亡率	0.030* (0.017)	0.049* (0.028)	0.044* (0.025)	0.033* (0.019)	0.031* (0.018)	0.032* (0.019)
人口密度	0.148 (0.392)	-0.169 (1.206)	0.020 (0.543)	0.220 (0.451)	0.037 (0.396)	-0.118 (0.435)
第一产业从业人员比重	-0.001 (0.010)	-0.007 (0.017)	0.002 (0.015)	0.008 (0.011)	0.009 (0.012)	0.008 (0.012)
百人在校大学生数	0.053 (0.067)	-0.080 (0.106)	-0.003 (0.073)	0.008 (0.059)	0.037 (0.063)	0.024 (0.061)
未婚人口比例	-13.455*** (2.351)	-3.915 (4.603)	-10.594*** (3.412)	-10.488*** (2.531)	-10.964*** (2.522)	-11.210*** (2.562)
观测值	2066	2659	2411	2153	2050	2017
R ²	0.138	-0.771	-0.563	0.051	0.025	0.040
地级市数量	255	242	241	240	240	238
A: $\beta=0, R^2_{\max}=1$	$\delta=4.03$					
B: $\beta=0, R^2_{\max}=0.8$	$\delta=5.24$					
C: $\beta=0, R^2_{\max}=0.5$	$\delta=9.57$					

注: 本文所有回归如果没有专门说明, 则均控制地级市固定效应和时间固定效应; 标准误均聚类到地级市层面; **、*、*分别表示在1%、5%、10%统计水平下显著, 下表同。

教育支出系数在1%的统计水平上显著为负,这表明在小学生均教育支出越高的地方,其小学数量越低。此外,第一阶段回归中F值大于10,这表明并不存在弱工具变量问题。

2. 外生性条件

外生性或者独立性条件要求工具变量不能受到影响出生率的因素的影响。由于地区出生率数据在第二年才正式公布,地方政府关于教育支出的决策在短期内难以受到当年出生率的影响,因此它更易受到在校小学生规模或者当年生源的影响。

3. 排斥性约束

排斥性约束要求工具变量——小学生均教育支出不直接影响而是仅通过内生解释变量——小学数量影响出生率。换言之,小学生均教育支出是否反映其他变量对出生率的影响。第一,是否反映财政收支压力的影响。乔宝云等(2005)^[21]和傅勇(2010)^[22]研究表明财政收支压力对小学教育供给的数量和质量均具有负向影响^④。李祥云和魏萍(2014)发现地方政府借撤点并校之机缩减小学公共品供给或者挤占并压缩教育财政所占比例^[23]。本文担心小学生均教育支出反映财政收支压力对地区出生率的影响,在表3B第(1)列中引入财政收支压力变量,结果显示小学数量变量系数仍然显著为正(0.34)。第二,是否反映经济类公共品供给的影响。傅勇和张晏(2007)认为中国式财政分权引起公共品供给结构偏向于道路等经济类公共品供给,而忽视科教文卫等民生类公共品供给^[24]。本文担心小学生均教育支出反映政府在经济类和民生类公共品供给方面的调整——减少小学教育支出、增加经济类公共品供给。鉴于此,在第(2)列中引入经济类公共品——人均道路铺装面积变量^⑤,发现小学数量变量仍然显著为正(0.348)。第三,是否反映民生类公共品内部医疗卫生公共品的影响。由于在给定政府投入的情况下,教育和医疗卫生公共品的供给是“此消彼长”的,因而小学生均教育支出减少是否可能反映政府关于医疗卫生文化等公共品供给的增加(且医疗公共品和图书数量供给增加有利于降低养育成本)。在第(3)列中,引入万人医生数、万人医院床位数和人均图书馆总藏书数控制政府医疗、文化等公共服务供给,发现虽然小学数量系数下降,但仍然显著为正(0.154)。第四,是否反映政府在经济类与民生类公共品间权衡和在民生类公共品内部权衡的影响。在第(4)列中,同时控制人均道路铺装面积等经济类公共品和教育、医疗等民生类公共品,发现小学数量系数进一步下降,但依然显著为正(0.178)。第五,是否反映地方政府竞争的影响。乔宝云等(2005)研究直接表明地方政府之间的竞争挤占小学教育财政支出^[21]。小学教育支出可能反映地方政府竞争的影响,因而在第(5)列中引入地方政府竞争因素,使用人均FDI度量。结果显示:小学数量系数仍然显著为正(0.175),但与前两个回归相比,系数将近下降一半。第六,上述回归均控制未婚人口比例和百人在校大学生数两个变量。2000年之后未婚人口比例不断上升,恰好与撤点并校开始时间接近。另外,高等学历人口面临较高的养育成本,故使用百人在校大学生数控制该因素的影响。1999—2013年平均小学数量下降884(1545-661)所,出生率下降约5.59%^⑥。根据表3第(5)列,小学数量下降可以解释出生率在样本期间下降幅度的27.7% $((0.175 \times 8.84) / 5.59)$ 左右。

(三)工具变量是否直接影响出生率

工具变量除了通过间接途径——大幅削减小学数量影响出生率之外,还可能直接影响出生率。本文使用模型(3)直接考察工具变量与出生率之间的简约型关系。其分析思路在于:在不存在间接影响的地方, γ 反映工具变量对出生率的直接影响。如果工具变量没有直接影响出生率,那么,在不存在工具变量间接影响的地方,则应该观察不到工具变量与出生率之间的显著关系,即 γ 估计值不显著。

$$birthrate_{it} = \alpha_1 + \gamma * p_stu_ee_{it} + X_{it}' \omega + \tau_i + v_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中, γ 反映了工具变量对出生率的直接影响和间接影响。 τ_i 是城市固定效应, v_t 是时间固定效应, ε_{it} 随机误差项。 X_{it} 表示一组城市*i*、时间*t*的控制变量。

构建不存在工具变量间接影响的“小学数量未降组”^⑦。本文数据包括 256 个地级市,其中有 20 个地级市 2000—2013 年小学数量并未在总体上观察到“下降”,因而被本文称为“小学数量未降组”,分布在广东省、广西省和四川省^⑧。这与小学数量大幅下降的其他地级市相对应,这些地级市被视为“小学数量下降组”^⑨。

在“小学数量下降组”中, γ 反映工具变量对出生率的总影响,包括直接影响和间接影响。在“小学数量未降组”中,并不存在工具变量影响出生率的间接渠道。因而,表 4“小学数量未降组”第(3)列和第(4)列, γ 捕捉了工具变量对出生率的直接影响,然而 γ 并不显著。故该结论并不支持工具变量直接影响出生率。与之对比,在表 4 第(1)列和第(2)列中,小学生均教育经费支出系数显著为负。

表 4 安慰剂检验:工具变量是否直接影响出生率

变量	小学数量下降组		小学数量未降组	
	(1)	(2)	(3)	(4)
小学生均教育经费支出	-0.015* (0.009)	-0.018*** (0.007)	0.424 (0.378)	0.061 (0.093)
幼儿园数量对数		0.300** (0.138)		1.180*** (0.387)
小学生师比		-0.095*** (0.022)		-0.028 (0.051)
人均道路铺装面积		1.408 (2.500)		-1.383 (1.291)
人均 GDP		0.075 (0.066)		0.065 (0.076)
城镇化率		1.359 (0.876)		-0.670 (1.542)
死亡率		0.034* (0.019)		0.580** (0.218)
百人在校大学生数		-0.037 (0.057)		0.119 (0.085)
人口密度		0.776 (0.513)		0.064 (0.540)
未婚人口比例		-12.774*** (2.767)		-6.238 (8.167)
第一产业从业人员比重		-0.013 (0.010)		0.001 (0.006)
观测值	3293	2270	247	172
R ²	0.027	0.127	0.088	0.489
地级市数量	256	235	20	20

注:以上括号内均报告地级市聚类标准误;在第(3)和(4)列中,即使同方差标准误,系数仍然不显著。

(四)放松工具变量完全外生性假定

尽管安慰剂检验结果间接支持工具变量未直接影响出生率,但是严格来讲,工具变量完全外生性假设难以完全被满足。本文仍然担心小学生均教育支出直接影响生育。杨龙见等(2013)研究表明财政教育支出增加对出生率具有显著的负向影响^[25],而且教育支出增加有利于提高居民受教育程度,从而提高家庭养育

机会成本,进而抑制生育需求、降低出生率,故工具变量可能会直接影响出生率。鉴于此,本部分使用Conley等(2012)的方法^[26],放松工具变量完全外生性约束条件,即假设工具变量小学生均教育支出直接影响出生率,该影响 γ 接近于0,但不等于0。 γ 捕捉工具变量对出生率的直接影响。据此,将工具变量对出生率的直接影响写入出生率模型(模型(1))等号的右侧,即式(4-a)。

$$birthrate_{it} = \alpha + \beta * school_{it} + \gamma * p_stu_ee_{it} + X_i' \theta + \tau_i + v_i + \varepsilon_{it} \quad (4-a)$$

在此基础上,使用“出生率”-“ $\gamma * p_stu_ee_{it}$ ”,将上式重新定义为:

$$birthrate_{it} - \gamma * p_stu_ee_{it} = \alpha + \beta * school_{it} + X_i' \theta + \tau_i + v_i + \varepsilon_{it} \quad (4-b)$$

式(4-b)等号左侧的新被解释变量($birthrate_{it} - \gamma * p_stu_ee_{it}$)并未受到小学生均教育支出的直接影响,即满足排斥性约束条件。因而,可以使用式(4-b)和式(5)进行工具变量估计。

$$school_{it} = \alpha + \pi * p_stu_ee_{it} + X_i' \kappa + \tau_i + v_i + \sigma_{it} \quad (5)$$

通过对式(3)在“小学数量未降组”进行回归获得 γ 估计值。回归结果发现,在大多数回归中 γ 估计值符号为正,这意味着估计值“ β_hat ”是真实效应“ β ”的最小值,这并没有威胁本文结论。仅在不控制城市固定效应和时间固定效应时, γ 估计值为-0.0086。使用Conley等(2012)的方法^[26],当 γ 约为-0.0086 \times 3时,小学数量系数的90%置信区间开始包括0。这意味着即使允许工具变量对出生率的影响接近于0但不等于0,除非小学生均教育支出对出生率的直接影响 γ 小于-0.0086 \times 3时,否则小学数量对出生率仍然具有显著为正的影

五、小学数量影响出生率的机制分析

撤点并校后,越来越多的家庭与学校之间的物理距离变远,从而上学时间和上学成本大幅上升,进而抑制生育需求。在地级市层面无法直接度量上学距离远近,因而不得不使用小学数量(下降)和生校比(上升)变量间接检验上学距离变远的生育抑制效应。便捷的道路交通基础设施,可以“压缩”上学距离和时间(控制养育成本),进而缓解上学距离变远对生育需求的抑制作用。据此分析,该抑制效应受到道路基础设施便利条件(使用高道路铺装面积地级市度量)的调节。道路铺装面积高低可以反映道路基础设施便利与否。设置高道路铺装面积地级市变量——高于道路铺装面积均值(或者中位数)的地级市为1,低于该均值(或者中位数)的地级市为0,在此基础上,设置小学数量与高道路铺装面积地级市、生校比与高道路铺装面积地级市两个交互项。

(一)上学距离变远的生育抑制效应受到道路基础设施条件的调节

撤点并校后,便捷的道路基础设施(加上交通工具,比如自行车等)可以控制上学距离变远的养育成本扩大效应,进而缓解小学数量下降对出生率的影响,故本文在基准回归模型中引入小学数量与高道路铺装面积地级市的交互项。结果显示,撤点并校后,小学数量仍然显著为正,且该交互项系数显著为负。这意味着小学数量下降对出生率的抑制效应,受到了道路铺装面积高低的调节。与低道路铺装面积地级市相比,在高道路铺装面积地级市,小学数量下降对出生率的抑制效应大幅度降低,见表5第(2)列。在撤点并校前,由于并不存在上学距离大幅变远的影响,故小学数量系数和该交互项系数均不显著,见表5第(1)列。

(二)生校比上升——学校内上学距离较远的学生数量上升

出生率下降可能导致小学数量下降,鉴于这种可能的反向因果影响,本文使用生校比间接度量上学距离。生校比越高,意味着学校包含上学距离较远地区的学生数量越多。远距离上学的家庭越多,意味着地区养育成本越高,进而生育需求越易受到抑制。预期该变量与出生率负相关。下降的出生率并不意味着上升的生校比,进而有利于避免反向因果影响。

表5 小学数量下降影响出生率的机制分析

被解释变量	出生率			
	(1)	(2)	(3)	(4)
	1999—2002	2003—2013	1999—2002	2003—2013
小学数量	0.026 (0.025)	0.044*** (0.016)		
小学数量×高道路铺装面积地级市	0.082 (0.062)	-0.042*** (0.016)		
生校比			-0.216 (0.240)	-0.092* (0.056)
生校比×高道路铺装面积地级市			-0.263 (0.287)	0.165** (0.079)
高道路铺装面积地级市	-0.287 (0.886)	0.666*** (0.256)	0.865 (0.598)	0.204 (0.206)
幼儿园数量对数	-0.383 (0.290)	0.336* (0.176)	-0.402 (0.340)	0.250 (0.169)
小学生师比	-0.149** (0.069)	-0.051*** (0.015)	-0.136* (0.073)	-0.046*** (0.015)
万人医院床位数			-1.994 (5.565)	0.390 (0.890)
人均GDP	0.048 (0.171)	0.075 (0.048)	0.286 (0.247)	0.091* (0.050)
城镇化率	-3.427 (3.234)	1.120 (0.835)	-6.394 (4.968)	1.212 (0.834)
死亡率	0.209 (0.311)	0.030* (0.017)	0.160 (0.308)	0.030* (0.017)
人口密度	1.426 (1.233)	0.331 (0.458)	0.068 (1.290)	0.459 (0.435)
未婚人口比例	1.552 (13.068)	-13.202*** (2.349)	-1.264 (11.730)	-13.861*** (2.382)
观测值	248	2091	248	2091
R ²	0.422	0.129	0.415	0.124
地级市数量	208	256	208	256

注:如果使用中位数设置高道路铺装面积地级市,结论也一致。

在表5第(4)列中,回归结果显示,撤点并校后生校比系数在10%的置信水平上显著为负,这与预期一致。生校比上升表明学校里更远地区的学生数量上升,这意味着地区总体养育成本提高,进而抑制出生率。而且,生校比与高道路铺装面积地级市的交互项系数显著为正,在5%的显著性水平上通过统计检验,这表明撤点并校后,生校比上升对出生率的抑制作用受到了道路铺装面积高低的调节。根据第(4)列交互项系数计算,在高道路铺装面积地级市,由于道路铺装面积较高的调节作用,生校比对出生率的负向效应被抵消。而在撤点并校影响前的1999—2002年,由于上学距离未大幅变远,故生校比系数及其交互项系数均不显著。以上分析支持上学距离变远对生育的抑制效应,这意味着政府应该至少在人口流入区遵循“就近入学”原则,增加小学数量供给。

六、结语

21世纪以来,我国出生率处于低位徘徊的低迷状态,将不利于我国人口、经济和社会的长期可持续发展。提高生育率已经成为中国社会各界的共同目标,但如何提高生育率则众说纷纭。本文从初等教育供给下降视角解释我国出生率下降的现象,即基于小学数量大幅下降、上学距离变远,引起养育成本上升,进而抑制生育的思路,研究结果表明:2001年以来,小学数量下降可以解释出生率在样本期间下降幅度的28%左右,地区道路铺装面积可以调节小学数量下降的生育抑制效应,这从侧面意味着上学距离变远是抑制家庭生育需求的因素。

在当前社会,教育重要性和加大教育投入已成社会各界共识。然而,教育投入是用于增加学校供给,还是用于扩大部分学校规模(生校比上升)^⑩,抑或是增强学校后勤服务功能,需要综合考虑社会目标。面对出生率长期持续走低和正在失衡的人口结构问题,根据研究结论,提出如下建议:第一,政府至少应该在人口流入地严格遵循“就近入学”原则,增加学校供给,有效缩短上学距离,从而降低家庭教育代价,释放家庭生育需求。第二,由于上学距离增加,养育成本提高,抑制生育需求。政府可以有效“压缩”学校与家庭之间的空间距离,进而“压缩”上学通勤时间。可以考虑修建便捷的公路交通系统,例如增加公共交通工具和提高道路铺装面积,有效降低学生家庭与学校之间的通勤时间。第三,在有条件的地区,可以考虑增加学校校车投入,“压缩”学生家庭与学校之间的上学距离和上学时间。

注 释:

- ① 根据《新中国六十年统计资料汇编》和历年《中国统计年鉴》分别计算1994—2004年与2005—2014年的平均出生率。西部地区下降幅度为3.67‰,中部地区为1.88‰,东部地区为0.37‰,东北地区为2.83‰。
- ② 之所以使用1999—2013年数据,是因为在此期间撤点并校,小学数量下降幅度较大。
- ③ 在不含有未婚因素回归中(其他控制变量与基准回归相同),小学数量系数为0.028, $R^2=0.2$ 。
- ④ 预算内财政收入/预算内财政支出=财政自给率(傅勇,2010)。
- ⑤ 地区道路铺装面积提高,有利于人口流动,进而可能影响该地区家庭就业、生育决策。
- ⑥ 1999年地级市平均出生率为17.0264‰,2013年为11.4304‰,两者之差为5.59‰。
- ⑦ “小学数量未降组”是指2001年后(2001—2013年)小学数量在总体上未下降的地级市。
- ⑧ 12个地级市广州市、韶关市、深圳市、珠海市、茂名市、肇庆市、惠州市、河源市、清远市、东莞市、中山市和云浮市位于广东省,6个地级市南宁市、百色市、贺州市、河池市、来宾市和崇左市位于广西省,2个地级市乐山市和广安市位于四川省。
- ⑨ “小学数量下降组”是指2001年后(2001—2013年)小学数量在总体上大幅下降的地级市。基于逐市逐年的观察,学校小幅度下降的地级市基本上很少。
- ⑩ 削减小学数量,在生源缺乏地区或者教师力量薄弱地区有其合理性。

参考文献:

- [1] 易富贤.大国空巢:反思中国计划生育政策(第2版)[M].北京:中国发展出版社,2013.
- [2] 21世纪教育研究院.农村教育向何处去——对农村撤点并校政策的评价与反思(第1版)[M].北京:北京理工大学出版社,2013.
- [3] Becker G S, Lewis H G. On the Interaction between the Quantity and Quality of Children[J].The Journal of Political Economy, 1973, 81(2): S279—S288.
- [4] 江涛.义务教育可及性与子女数量[J].湖北经济学院学报,2020a,(7):69—75.
- [5] 江涛.撤点并校政策降低了生育吗?[J].财经研究,2020b,(11):123—137.
- [6] 周长洪.经济社会发展与生育率变动关系的量化分析[J].人口研究,2015,(3):40—47.
- [7] 任栋,李萍.人口出生率的影响因素与政策选择:1994—2014[J].改革,2015,(10):23—31.
- [8] 杨华磊,沈盈希,谢琳.城镇化、生育水平下降与经济增长[J].经济评论,2020,(3):87—100.
- [9] 江涛.幼儿园供给扩张能提高生育吗?——来自社会力量兴办幼儿园准自然实验的证据[J].财经研究,2021,(8):94—108.

- [10] 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,(3):961-982.
- [11] 陈友华,苗国.社会变迁视角下低生育率形成的新机制与新特点[J].人口与发展,2016,(5):15-23.
- [12] 靳卫东,宫杰婧,毛中根.“二孩”生育政策“遇冷”:理论分析及经验证据[J].财贸经济,2018,(4):132-147.
- [13] 胡佩,王洪卫.住房价格与生育推迟——来自CGSS微观数据的证据[J].财经研究,2020,(4):79-92.
- [14] Dettling, L. J., M.S. Kearney. House Prices and Birth Rates: the Impact of the Real Estate Market on the Decision to Have a Baby [J].Journal of Public Economics, 2011, 110(1): 82-100.
- [15] Yi, J., Zhang. The Effect of House Prices on Fertility: Evidence from Hong Kong[J].Economic Inquiry, 2010, 48(3): 635-650.
- [16] Pan, L., Xu. Housing Price and Fertility Rate[J]. China Economic Journal, 2012, (5): 97-111.
- [17] Altonji, J. G., E.E.Todd, R.T.Christopher. Selection on Observed and Unobserved Variables: Assessing the Effectiveness of Catholic Schools[J].Journal of Political Economy, 2005, 113(1): 151-184.
- [18] Oster, E. Unobservable Selection and Coefficient Stability: Theory and Evidence[J].Journal of Business & Economic Statistics, 2019, 37(2): 187-204.
- [19] 史宁中,等.新农村建设与城镇化推进中农村教育布局调整研究(第1版)[M].北京:经济科学出版社,2014.
- [20] 丁冬,郑风田.撤点并校:整合教育资源还是减少教育投入? ——基于1996—2009年的省级面板数据分析[J].经济学季刊, 2015,(2):603-622.
- [21] 乔宝云,范剑勇,冯兴元.中国的财政分权与小学义务教育[J].中国社会科学,2005,(6):37-46.
- [22] 傅勇.财政分权、政府治理与非经济性公共物品供给[J].经济研究,2010,(8):4-15.
- [23] 李祥云,魏萍.财政分权、地方政府行为扭曲与城乡中小学布局调整[J].当代财经,2014,(1):35-44.
- [24] 傅勇,张晏.中国式分权与财政支出结构偏向:为增长而竞争的代价[J].管理世界,2007,(3):4-12.
- [25] 杨龙见,陈建伟,徐琰超.财政教育支出降低了人口出生率[J].经济评论,2013,(3):48-55.
- [26] Conley, T. G., B. H. Christian, E.R.Peter. Plausibly Exogenous[J].The Review of Economics and Statistics, 2012, 94(1): 260-272.

(责任编辑:何 飞)