

城乡差异视角下女性受教育水平 对生育数量的影响

缑孟瑶, 刘泽云

[摘要]已有研究尚未就女性受教育水平与其生育数量之间的关系得出统一的结论。本文从城乡差异的视角出发,基于2010年第六次全国人口普查抽样数据,使用工具变量法和两阶段广义可加模型,估计女性受教育水平对生育数量的因果性影响,并探讨了二者之间是否存在非线性关系。结果显示:首先,农村女性受教育水平的提高显著增加了其生育数量,但城市女性受教育水平对其生育数量的影响不显著。其次,这一城乡差异可能源于以下原因:计划生育政策在农村的实施更为宽松,使教育对生育行为的作用更易显现;农村女性受教育水平的提升更有助于其通过婚姻向上匹配获得较好的家庭资源,但未能增强其在家庭中的议价能力;受教育水平的提高增加了女性和父母(公婆)同住的概率,降低了儿童养育成本,且这一效应在农村更为突出。最后,没有证据支持女性受教育水平和生育数量之间存在非线性关系。

[关键词]受教育水平;生育数量;城乡差异

一、引言

生育率低下是当前我国社会各界关注的焦点问题,居民的受教育水平是影响其生育意愿和生育数量的重要因素之一。然而,无论是理论分析还是实证研究,都难以明确回答个体受教育水平会对生育数量产生何种影响这一问题。自Becker(1960)构建生育决策的经济学框架以来,理论模型逐步揭示教育与生育的复杂关联。Becker和Lewis(1973)提出,收入对生育的影响取决于收入效应与替代效应的权衡:收入增长可能通过提升抚养能力增加生育需求(收入效应),但也因时间机会成本上升抑制生育数量(替代效应)。由于收

[收稿日期] 2025-05-30

[作者简介] 缑孟瑶,北京师范大学经济与工商管理学院,电子邮箱地址: xmy0317@163.com; 刘泽云(通讯作者),北京师范大学经济与工商管理学院/首都教育经济研究基地,电子邮箱地址: zeyun_liu@bnu.edu.cn。

入效应和替代效应的影响方向相反,收入对生育的影响方向是不确定的。Willis(1974)建立模型解释了收入和生育数量之间可能存在U型关系,即随着收入水平的提高,生育数量呈现先下降后上升的趋势。由于个人的受教育水平与其收入高度正相关,因此教育对生育的影响同样取决于收入效应和替代效应,其净效应也具有不确定性。Michael(1974)拓展了这一框架,指出教育可以通过影响家庭效用函数、生产函数、收入约束(替代效应和收入效应)和时间约束(结婚年龄和预期寿命)影响生育数量,其影响程度取决于各渠道的相对强度。由上可知,尽管理论分析阐释了教育影响生育数量的内在机制,但个体受教育水平对生育数量的实际影响是不确定的。

相关实证研究的结论也并不一致。多数研究发现,中国女性受教育水平的提高在不同程度上降低了生育率(杨振宇和张程,2018;朱州和赵国昌,2022;Chen and Guo, 2022; Zhang and Zhao, 2023)。也有一些研究发现,尽管女性接受教育推迟了初婚和生育年龄,但对生育数量没有影响(葛润和黄家林,2020; Meng, 2023)。Chen(2022)则发现高等教育扩张引起的女性受教育年限增加没有增加平均初婚年龄,反而增加了女性对孩子的需求,最终提高了生育数量。此外,一些国外的研究考察了受教育水平与生育数量的非线性关系。例如,来自法国、德国、美国、马拉维等国的证据显示,教育和生育数量存在U型或倒U型关系(Klesment et al., 2014; Zanin et al., 2015; Doepke et al., 2023)。但是,这些结论多基于相关分析而非因果分析。

我国长期以来实行计划生育政策,加之存在城乡二元体制,使得教育和生育的因果关系研究更为复杂。计划生育政策直接影响生育数量,但政策强度在农村和城市地区差异较大:城市地区基本实行严格的一孩政策,而农村地区符合条件的家庭可以生育二孩,甚至多孩(Gu et al., 2007)。此外,城市和农村居民不仅受生育政策影响的强度不同,在思想观念、收入水平、受教育水平等方面也存在显著差异(Zhang et al., 2012; Gao and Li, 2022)。特别是,土地是农村居民最基本的生产资料,增加劳动力是提升农业收入的最直接方式。而且农村居民的养老主要依靠家庭支持,通常由儿子承担。因此农村居民在生育观念上更倾向于多生孩子,且男孩偏好显著(窦东徽等,2019;石智雷等,2022)。

基于此,本文从城乡差异视角出发研究教育和生育的因果关系,一方面可以利用城乡变量区分不同强度的计划生育政策,分析不同政策约束下教育对生育的影响,另一方面可以考察女性受教育水平影响生育数量的城乡异质性。本文可能的贡献主要有三点:第一,从城乡差异视角出发,揭示了教育对城市和农村女性生育数量的不同影响,并将机制分析拓展至计划生育政策、

婚姻市场和儿童养育成本。一方面为理解城乡差异提供了实证支持,另一方面丰富了现有文献对教育影响生育机制的讨论,弥补了文献中未充分考虑计划生育政策影响的不足。第二,探索了女性受教育水平对生育数量的非线性影响。以往文献将教育视作分类变量,通过比较不同受教育水平变量的系数大小得出教育对生育数量有非线性影响的结论(张现苓和翟振武, 2013; Klesment et al., 2014),方法较为粗糙。本文使用非参数方法弥补了这一不足。第三,本文在探索非线性关系的同时考虑了教育的内生性问题。据我们所知,这是中国背景下相关领域第一篇同时涉及非线性关系和内生性问题的论文,是对女性教育与生育数量因果关系研究的补充。

二、文献综述

关于女性受教育水平对生育数量的因果性影响,现有研究尚未形成共识。多数研究发现女性受教育水平提升显著降低了生育数量(Sohn and Lee, 2019; Amin and Behrman, 2014; Osili and Long, 2008; Becker et al., 2013; Chicoine, 2021; Keats, 2018),部分研究未发现显著关联(Kan and Lee, 2018; Fort et al., 2016; McCrary and Royer, 2011),也有文献甚至发现了正向影响(Chen, 2022; Bratti, 2003)。值得注意的是,传统线性模型可能掩盖教育对生育的复杂作用机制。近年来,学者提出两者可能呈现 U 型或倒 U 型关系。例如,Doepke 等(2023)发现法国、德国女性和美国白人女性的教育和生育数量呈现 U 型关系,但该结论基于相关性分析,未解决内生性问题; Hazan 和 Zoabi(2015)发现美国女性教育和生育数量存在 U 型关系,高受教育水平的女性通过购买儿童保育服务可兼顾职业发展与多孩生育; Zanin 等(2015)则发现马拉维女性教育对生育数量的影响呈倒 U 型,且结果存在城乡异质性。国内研究对此探讨较少,仅张现苓和翟振武(2013)发现中国农村女性教育对生育男孩的概率呈倒 U 型影响。

内生性问题是识别教育和生育数量因果关系的核心挑战。一方面,教育和生育数量可能同时受不可观测因素(如个人价值观、家庭环境)的影响;另一方面,个体可能因生育偏好调整教育决策,导致反向因果。为应对这些问题,大量研究借助外生政策冲击构建工具变量或断点回归模型,例如,规定入学年龄(Meng, 2023; McCrary and Royer, 2011)、延长义务教育年限(Osili and Long, 2008; Fort et al., 2016; DeCicca and Krashinsky, 2020)、高等教育扩张(Chen, 2022; Sohn and Lee, 2019)和实施免费教育(Chicoine, 2021; Keats, 2018)等。

中国的计划生育政策进一步加剧了识别难度。现有文献多通过省级政策变量与出生年份交互项控制政策影响(葛润和黄家林, 2020; Chen, 2022), 但这一做法难以区分政策环境的异质性。政策变量(如政策生育率^①、超生罚款率^②)的构造虽能缓解混杂偏误, 但政策强度在城乡间的显著差异尚未被充分讨论, 可能导致教育效应的估计偏差。

非线性关系的因果识别则面临更大的方法挑战。多数非线性研究(Hazan and Zoabi, 2015; Klesment et al., 2014; 张现苓和翟振武, 2013)仅讨论相关关系, 未处理内生性。Marra 和 Radice(2011a)提出的两阶段广义加性模型(Two-Stage Generalized Additive Model, 2SGAM)为此提供了解决方案。与传统虚拟变量或二次项方法相比, 2SGAM 无需预设函数形式, 可灵活捕捉教育对生育的非线性因果效应, 同时通过工具变量处理内生性。这一方法已被应用于博茨瓦纳(Marra and Radice, 2011b; Sobotka et al., 2013)和马拉维(Zanin et al., 2015)等国的女性教育与生育研究。

通过上述文献梳理发现, 现有研究对中国女性教育如何影响生育数量尚未达成一致结论, 且存在三方面局限: 其一, 仅关注线性关系, 忽视非线性因果探讨; 其二, 对城乡差异的分析不足; 其三, 未能充分剥离计划生育政策的混杂效应。针对上述不足, 本文利用 1986 年《中华人民共和国义务教育法》(以下简称“义务教育法”)构建工具变量, 使用两阶段广义加性模型(2SGAM), 在控制内生性的同时估计教育对生育的非线性因果效应, 并进一步通过城乡样本分组控制计划生育政策实施强度差异, 揭示城乡女性教育对生育数量的影响差异。

三、实证策略

(一)数据来源

本文所用数据是 2010 年第六次全国人口普查微观数据的 0.15% 随机抽样样本。2010 年第六次全国人口普查微观数据通过在全国 31 个省、自治区、直辖市实施严格的随机抽样获取, 提供了包括性别、年龄、民族、户口、教育、婚姻(适用于 15 岁及以上个人)和生育情况(适用于 15—64 岁已婚女

① 政策生育率即一个地区的妇女严格按当地政府规定生育时, 平均每人一生生育的孩子总数, 由 Gu 等(2007)根据 20 世纪 90 年代末的地级市数据计算。

② 超生罚款率指超生家庭需要缴纳的罚款相比于其年收入的倍数, 由 Ebenstein (2010)计算。

性)在内的详细信息,具有很好的全国代表性。本文使用的数据共包含 2105260 个原始观测值。数据筛选过程如下:首先,剔除了男性样本(占比 50.81%)。其次,由于中国女性非婚生育比例很低(金光照和翟振武,2023;於嘉和谢宇,2019),而且人口普查数据只包括已婚女性的生育信息,进一步将样本限定为已婚女性。最后,考虑到生育数量是指女性完成生育后的数量,本文将样本限定为 35—49 岁已婚女性。最终样本数为 262996。

(二)变量与描述性统计

本文的被解释变量为生育数量,采用活产子女总数衡量。核心解释变量为女性受教育水平,以受教育年限衡量,对未上过学、小学、初中、高中、大学专科、大学本科和研究生分别赋值为 0、6、9、12、15、16 和 19 年。根据户口性质,样本分为农村(占比 63.3%)和城市(占比 36.7%)两类。表 1 报告了主要变量的描述性统计结果。平均而言,已婚女性生育 1.58 个孩子,受教育年限为 9.26 年。农村女性的生育数量(1.83 个)高于城市女性(1.14 个),受教育年限(7.94 年)低于城市女性(11.53 年)。

表 1 描述性统计

变量名称	全样本		农村		城市	
	均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差
活产子女总数	1.575	0.771	1.825	0.791	1.144	0.497
女性受教育水平	9.259	3.060	7.941	2.246	11.528	2.944
年龄	41.8	4.129	41.8	4.081	41.9	4.210
民族(少数民族=1)	0.047	0.210	0.052	0.221	0.038	0.192
样本量	262996	262996	166420	166420	96576	96576

(三)研究设计

1. 工具变量

为处理内生性问题,本文借助义务教育法颁布对个体受教育水平的外生冲击构建工具变量。^① 该法案推行九年义务教育(小学 6 年+初中 3 年),统

① 利用政策冲击构建工具变量会限制样本的出生年份。例如,1986 年颁布的义务教育法规定了入学年龄,基于入学年龄构建工具变量时,只能使用 1986 年后入学的样本。延长义务教育年限和扩张高等教育分别于 1986 年和 1999 年实施,因此需要样本中包括 1986 年时未完成义务教育或 1999 年未毕业的个体。免费教育政策则于 2005 年首先在农村地区实施,这要求样本中包含较年轻的个体。考虑到研究教育对生育的影响还需要女性个体完成生育,即年龄不能过小,本文选择利用 1986 年实施的义务教育法构建工具变量。

一入学年龄为6周岁(条件不足地区可延至7岁),并授权省级政府制定地方细则。政策实施存在显著地区差异:上海、浙江于1985年率先落实,多数省份在1986—1990年间执行,而安徽、宁夏初期仅实施小学阶段义务教育(分别于1988年和1993年延长至初中)。由于新学年始于9月1日,条例颁布时间在9月之后的省份实际执行延至次年。

本文借鉴Huang(2015)和Ma(2019)的思路构造受教育水平的工具变量,使用个体受政策影响的强度(*compul*)与所在省份政策影响强度(*prop*)的交互项。*compul*为取值0至1的离散变量,反映个体受政策影响的程度,其数值取决于义务教育法实施时个体的年龄。年龄越小的个体,被政策覆盖的教育阶段越多,因此受政策影响的强度也越大。具体而言,若义务教育法在个体入学前就已实施,则*compul*取值为1,表示完全受影响;若政策在个体7岁至15岁期间实施,*compul*取值介于0.1至0.9,表示部分受影响;若政策在个体16岁以后实施,则*compul*取值为0,表示未受影响。计算方法见式(1)。^①*prop*衡量省级层面政策的影响强度。Duflo(2001)指出,教育政策的作用强度取决于政策实施前地区教育水平的差异。借鉴Huang(2015)的做法,并考虑到改革前女性在教育资源获取中处于相对弱势地位,义务教育法对女性可能产生更显著的影响,即女性更有可能因该政策而延长受教育年限。因此,本文将*prop*定义为改革前各省未完成初中教育的女性人口占总人口的比例。^②具体计算方式为: $prop = 1 - 1986\text{年各省初中及以上学历女性人口占总人口的比例}$ 。^③

① 入学年龄为7岁时,计算方式进行了相应调整。特别地,由于宁夏回族自治区于1986年实施小学阶段(5年)义务教育,1993年将义务教育年限扩展为9年,且规定入学年龄为7岁。因此,1974年至1976年间出生于宁夏的样本仅受五年制小学阶段义务教育的影响。以1977年出生于宁夏的样本*compul*取值0.1为基准,本文将1974年至1976年出生个体的*compul*在0.1的基础上依次乘以1/5、2/5和3/5,相应取值为0.02、0.04和0.06,以反映其分别受小学阶段义务教育1年至3年的影响程度。该类样本占总样本的0.09%。尽管安徽省同样分两阶段实施义务教育法,但是前后仅相距两年,因此不做特殊处理。

② 与通过“未完成初中教育的总人数占总人口的比例”来度量政策强度相比,本研究使用女性比例的数值水平略高,但二者在省份间的相对排序高度一致。因此,以改革前女性受教育水平衡量省份改革强度不改变各省政策强度的相对差异。

③ 数据来自1987年《中国统计年鉴》。

$$compul = \begin{cases} 0 & \text{出生年份} + 16 \leq \text{改革年份} \\ \frac{16 - (\text{改革年份} - \text{出生年份})}{10} & \text{改革年份} - 15 \leq \text{出生年份} \leq \text{改革年份} - 7 \\ 1 & \text{出生年份} + 6 \geq \text{改革年份} \end{cases} \quad (1)$$

2. 两阶段广义加性模型

借鉴 Marra 和 Radice(2011b)、Sobotka 等(2013)和 Zanin 等(2015)的做法, 本文采用广义加性模型(Generalized Additive Model, GAM)研究女性教育对生育数量的影响。广义加性模型是一种广义线性模型, 其线性预测因子是协变量的平滑函数之和。具体模型如下:

$$g(E(Y_i)) = X_i^* \theta + f_1(x_{1i}) + f_2(x_{2i}) + \dots \quad (2)$$

其中, Y_i 是因变量, 服从均值为 μ_i 、尺度参数为 φ 的指数族分布。 X_i^* 是使用参数估计方法的一组协变量。 θ 是估计系数。 g 是连接函数。 f_k 是变量 x_{ki} 的平滑函数, 用于捕捉该变量的非线性影响(Zanin et al., 2015; Wood, 2006)。

为解决非参数模型中的内生性问题, Marra 和 Radice(2011a)将控制函数法(Control Function)与 GAM 结合, 提出了两阶段广义加性模型(2SGAM)。其第一阶段估计与 2SLS 相同, 将内生解释变量对工具变量和其他控制变量回归, 第二阶段不直接使用内生变量的估计值, 而是将第一阶段的残差引入模型并进行非参数估计。在本文中, 不考虑内生性的广义加性模型(GAM)由广义加性泊松回归模型表示:

$$Y_{ijc} = \exp(\beta_1 X_{ijc} + f_{edu}(edu_{ijc}) + \gamma_j + \gamma_j \times year_c) + \varphi_{ijc} \quad (3)$$

而考虑内生性的两阶段广义加性模型(2SGAM)的估计分为两个阶段。第一阶段回归使用线性回归模型:

$$edu_{ijc} = \alpha_0 + \alpha_1 compul_{jc} \times prop_j + \alpha_2 X_{ijc} + \gamma_j + \gamma_j \times year_c + \mu_{ijc} \quad (4)$$

第二阶段回归使用广义加性泊松回归模型:

$$Y_{ijc} = \exp(\beta_2 X_{ijc} + f_{edu}(edu_{ijc}) + f_{\mu}(\hat{\mu}_{ijc}) + \gamma_j + \gamma_j \times year_c) + v_{ijc} \quad (5)$$

其中, Y_{ijc} 代表 c 年出生于省份 j 的女性 i 的活产子女总数, 服从泊松分布, 对应的连接函数 g 为对数函数。 edu_{ijc} 代表女性受教育水平。 X_{ijc} 代表个体特征变量, 包括年龄和民族。 γ_j 代表出生省份固定效应。模型还控制了省份时间趋势, 即出生省份虚拟变量与出生年份的交互项 $\gamma_j \times year_c$, 以控制不同省份随时间线性变化的趋势。 φ_{ijc} 、 μ_{ijc} 、 v_{ijc} 为误差项, μ_{ijc} 代表内生解释变量 edu_{ijc} 中无法由工具变量和个体特征变量解释的部分, 包括不可观

测变量的影响， $\hat{\mu}_{ijc} = edu_{ijc} - (\alpha_0 + \alpha_1 * compul_{jc} \times prop_j + \alpha_2 X_{ijc} + \gamma_j + \gamma_j \times year_c)$ 。式(3)和式(5)中变量的平滑函数估计均基于 2 阶惩罚的薄板回归样条，因自由度的限制，变量 edu_{ij} 的回归基取最大值 7，其他变量回归基为 10(Wood, 2006)。通过检验假设 $H_0: f_{\mu}(\hat{\mu}_{ijc})=0$ 可以判断是否存在内生性，拒绝 H_0 说明存在内生性，使用 2SGAM 是更合理的选择。

需要说明的是，关于两阶段广义加性模型的置信区间，Marra 和 Radice (2011a)指出，在 2SGAM 中，第二阶段因引入第一阶段残差的额外变异导致置信区间偏窄，覆盖真值的概率较低，需通过后验模拟来调整。然而，由于本文的关键自变量——女性受教育水平为非连续变量，无法直接采用该方法计算置信区间。Marra 和 Radice(2011a)的研究表明，随着样本量从 250 增至 4000，原始置信区间包含真值的概率从 90%提高到 93%。因此，本文样本量应足以保证原始置信区间的可靠性，后续分析中的置信区间均为原始置信区间。

四、实证分析结果

(一)基准回归结果

表 2 报告了基于式(4)的第一阶段回归结果，即义务教育法对女性受教育水平的影响，估计方法是普通最小二乘法(OLS)。表 2 中，偶数列还控制了省份时间趋势。可以看出，无论是全体样本还是农村样本或城市样本，工具变量的回归系数均为正且统计显著，说明义务教育法提高了女性受教育水平。一阶段 F 统计量在所有回归中均大于 10，说明本文选取的工具变量不是弱工具变量。

表 2 义务教育法对女性受教育水平的影响(OLS)

	全样本		农村		城市	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$compul \times prop$	0.712*** (0.098)	0.737*** (0.070)	0.645*** (0.109)	0.610*** (0.076)	0.841*** (0.161)	0.950*** (0.135)
个体控制变量	✓	✓	✓	✓	✓	✓
省份固定效应	✓	✓	✓	✓	✓	✓
省份时间趋势	×	✓	×	✓	×	✓
一阶段 F 统计量	52.57	111.58	35.11	64.32	27.39	49.79
样本量	262996	262996	166420	166420	96576	96576

注：个体控制变量包括户口、年龄和民族。省份时间趋势指出生省份虚拟变量与出生年份的交互项。括号内是省份一出生队列层面的聚类稳健性标准误。*、**、***分别表示在 10%、5%和 1%水平上显著。

图 1 展示了女性受教育水平对生育数量的影响，其中(a)和(b)分别是城市女性和农村女性的 GAM 估计结果，(c)和(d)展示了对应的 2SGAM 估计结果。纵轴显示平滑函数 $f(edu)$ ，由于连接函数为对数形式，其数值反映了与生育数量对数相关的信息。受教育水平对生育数量的影响通过曲线斜率判断，其中正斜率表示教育对生育数量的正向影响，斜率发生变化则说明存在非线性关系。若斜率由负变正，说明受教育水平较低时教育降低生育数量，受教育水平提高到一定水平后教育会增加生育数量，即教育对生育数量的影响呈 U 型。平滑函数的置信区间在整体范围内未包含 0 表明估计效应显著。^①

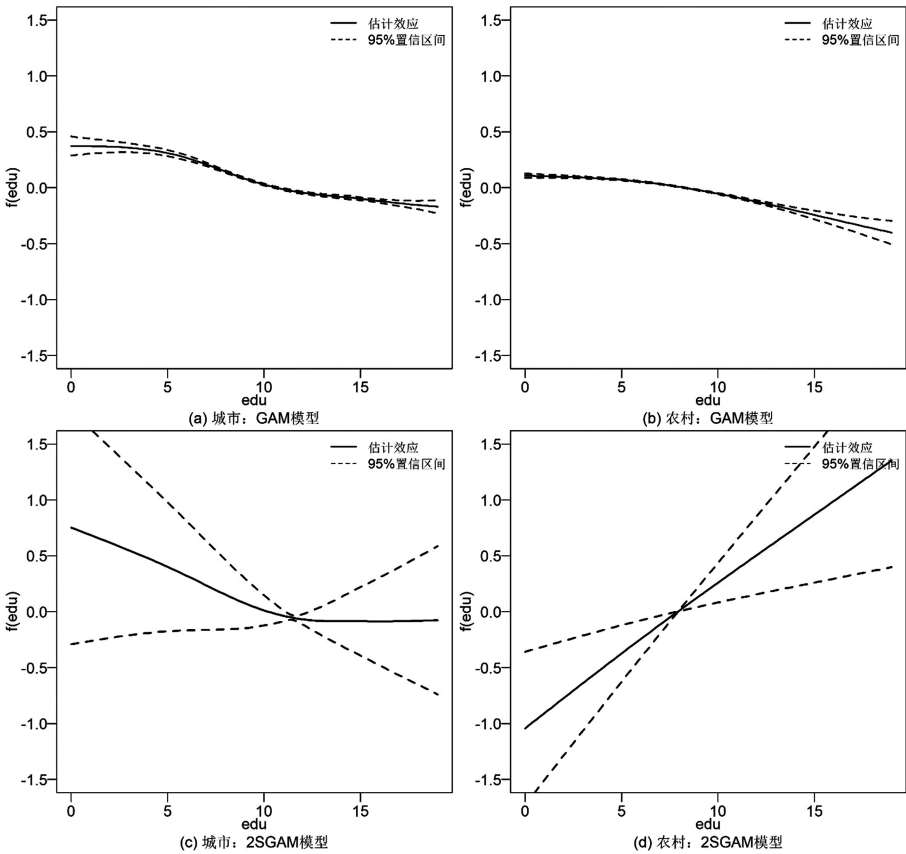


图 1 女性受教育水平对生育数量的影响

注：实线表示模型估计效应，虚线表示 95% 置信区间。纵轴是平滑函数，其数值反映和生育数量对数相关的信息。所有模型均控制年龄、民族、省份固定效应和省份时间趋势。

^① 具体估计效应和置信区间因篇幅限制未予展示，如需要可向作者索取。

未考虑内生性的 GAM 估计结果显示,受教育水平的提升在城市和农村均减少了生育数量(图 1 的 a、b)。然而,考虑内生性的 2SGAM 估计结果有所不同(图 1 的 c、d)。首先,城市女性中,受教育水平对生育数量的影响不显著;其次,农村女性中,受教育水平的提高显著增加了生育数量;最后,未发现女性受教育水平和生育数量存在非线性关系。对于假设 $H_0: f_{\mu}(\hat{\mu}) = 0$, 城市和农村样本的 p 值分别是 0.013 和 0.001,至少在 5% 的显著性水平拒绝 H_0 ,表明存在内生性问题,因此应采用 2SGAM 结果。

(二)工具变量的有效性检验

工具变量有效的关键假设是在其他控制变量不变的条件下,义务教育法只通过影响女性的受教育水平影响生育数量。对这一假设造成干扰的因素是改革在省一级的实施时间可能是非随机的,省级政府会根据当地的经济状况决定改革的实施时间。本文将义务教育法实施年份对各省 1985 年的社会总产值、国民收入、人口密度、城镇登记失业率、女职工比例、平均工资、小学在校学生数和初中在校学生数^①进行回归,发现各变量的回归系数均不显著,说明改革实施时间和省份的经济发展、人口特征等与受教育水平均无关,估计结果见表 3。

表 3 义务教育法实施前的省份特征对义务教育法实施时间的影响(OLS)

实施前省份特征	义务教育法实施年份
社会总产值	0.004(0.006)
国民收入	−0.013(0.015)
人口密度	−0.001(0.001)
城镇登记失业率	0.153(0.297)
女职工比例	−0.037(0.117)
职工平均工资	0.003(0.003)
小学在校学生数	0.004(0.004)
初中在校学生数	−0.010(0.014)
样本量	28
R^2	0.282

注：因变量为各省义务教育法的实施时间，括号内为稳健性标准误。

① 数据来自 1986 年《中国统计年鉴》。

本文还通过安慰剂检验和置换检验，进一步验证女性受教育水平的提高是义务教育改革的结果而不是伪相关或者随机的统计结果。这两个检验都基于式(4)，即以女性受教育水平为因变量。安慰剂检验假设改革提前 9 年和 14 年，^① 相应地选取 1955—1970 年和 1950—1965 年出生的样本，按政策对个体的影响强度构造工具变量 $compul_9_{ijc}$ 和 $compul_14_{ijc}$ ，构造方式和 $compul_{ijc}$ 相同，都是 0—1 的离散变量。表 4 显示结果均不显著。置换检验使用和基准回归相同的样本，在 1973—1999 年间随机分配改革时间，并将省份受政策影响的强度变量 $prop_j$ 随机分配给各省，使用随机分配后 $compul'$ 和 $prop'$ 的交互项构造工具变量，图 2 汇报了随机分配 2000 次后一阶段回归中工具变量系数的分布，图中的垂直虚线是表 2 中真实的估计系数， p 值是 2000 次模拟中系数超过实际系数的比例。图 2 显示只有少数估计值大于实际系数，实际系数至少在分布的 95% 以外。安慰剂检验和置换检验的结果说明女性受教育水平的提高是义务教育改革的结果。

表 4 安慰剂检验(OLS)

	假设改革提前 9 年			假设改革提前 14 年		
	(1) 全样本	(2) 农村	(3) 城市	(4) 全样本	(5) 农村	(6) 城市
$compul_9$	0.045 (0.198)	-0.138 (0.191)	0.525 (0.413)			
$compul_14$				-0.126 (0.240)	0.180 (0.284)	-0.558 (0.402)
个体控制变量	✓	✓	✓	✓	✓	✓
省份固定效应	✓	✓	✓	✓	✓	✓
省份时间趋势	✓	✓	✓	✓	✓	✓
样本量	228708	142506	86202	197450	119430	78020

注：同表 2。

① 假设改革提前 9 年以排除样本中包括真实地受到改革影响的个体，改革提前 14 年以排除早期基础教育政策的影响，如 1979 年教育部下发的《关于继续切实抓紧普及农村小学五年教育的通知》，1980 年中共中央、国务院颁发的《关于普及小学教育若干问题的决定》等。

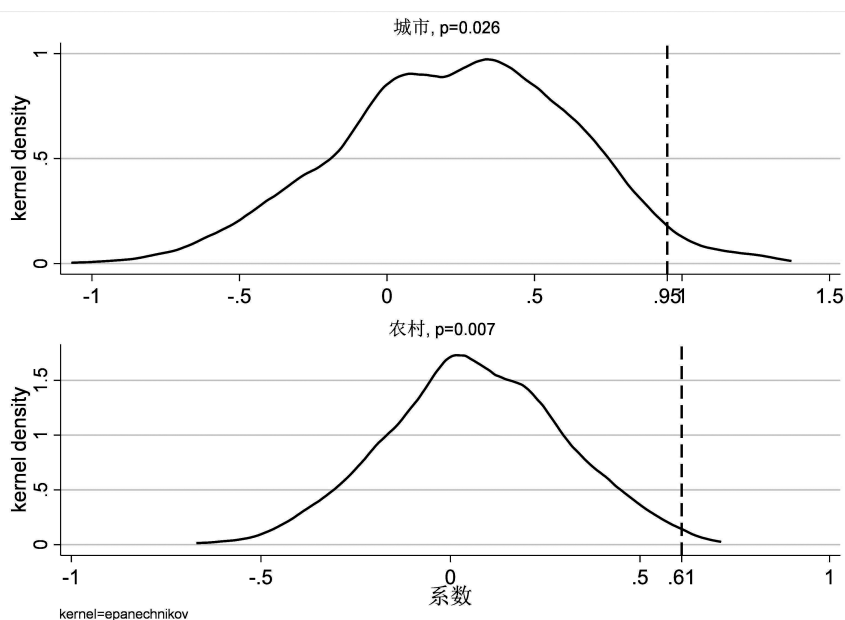


图2 置换检验

(三) 稳健性分析

本文从三方面进行了稳健性分析,估计方法均为基于式(4)和式(5)的2SGAM。

第一,删除出生省份和户籍省份不一致的样本(在农村、城市样本中分别占比11.3%和9.0%),以排除迁移的影响。

第二,为排除异常值的影响,删除了农村女性中受教育水平为大学学历的样本(占比0.5%),仅保留高中及以下学历的样本。

第三,替换工具变量。杨振宇和张程(2018)与Ma(2019)使用各省未受政策影响样本的受教育年限均值衡量不同省份受政策影响的强度,本文参考这一方法,分别计算了各省1950年至1968年出生的城市和农村女性的受教育年限均值 edu_m_j ,将 edu_m_j 和个体受政策影响的强度 $compul_{jc}$ 相乘,构成新的工具变量。本文还构建了二元工具变量,当个体受到政策影响时取1,反之取0。最后,本文在原有工具变量的基础上增加了义务教育改革对个体的影响程度 $compul_{jc}$,即使用 $compul_{jc}$ 和 $compul_{jc} \times prop_j$ 两个工具变量。

三组稳健性分析的结果均显示,本文的结论稳健,即城市女性教育对生育数量无显著影响,农村女性教育对生育数量存在显著正向影响,并且没有

发现教育和生育数量存在非线性关系。^①

(四)机制分析

上述结果表明,女性受教育水平对生育数量的影响存在城乡差异。葛润和黄家林(2020)在研究大学扩招对生育数量的影响时也发现城乡样本间存在异质性,Chen 和 Guo(2022)发现受教育水平提高对农村和城市女性生育数量的影响程度不同。本节讨论女性受教育水平影响生育数量的机制,同时分析城乡差异的成因。

1. 计划生育政策

讨论女性受教育水平对生育数量的影响需要一个前提,即生育数量是女性及其家庭的自由决策。然而,由于我国长期实施计划生育政策,家庭的生育数量受到政策的限制。如果政策执行严格,例如只允许一对夫妇生育一个孩子,那么女性的受教育水平对生育数量几乎不会产生影响。反之,若政策较为宽松,允许生育两个甚至更多孩子,那么生育选择的空間较大,个体受教育水平可能对生育数量产生影响。在我国,计划生育政策的执行在农村比在城市更为宽松,城市家庭受计划生育政策的约束更强(Gu et al., 2007; Anson and Anson, 2003; Zhao, 2023)。因此,本文发现农村女性受教育水平对生育数量存在显著影响,而在城市女性中这种影响不显著,原因之一很可能是计划生育政策的执行强度在城乡存在差异。

但是,我国计划生育政策的执行强度不仅在城乡之间存在差异,在不同省份之间也存在差异。Gu 等(2007)基于地级市数据测度的政策生育率,将计划生育政策按强度划分为四类:政策严格区(1.0—1.3,主要实行独生子女政策)、中等管控区(1.3—1.5,独生子女政策与独女户可生二孩政策混合)、较宽松区(1.5—2.0,独女户可生二孩政策与二孩政策混合)及宽松区(>2.0,实行二孩及以上政策)。在计划生育政策严格的地区,即使是农村女性,其受教育水平对生育数量的影响也应非常有限。换言之,如果计划生育政策执行强度的差异是导致城乡女性教育对生育数量产生不同影响的原因之一,那么只有在计划生育政策宽松地区的农村样本中,才能观察到女性受教育水平与其生育数量之间存在关系。

基于上述分析,本文首先将样本分为城市和农村,再根据 Gu 等(2007)计算的省份平均政策生育率,以 1.3 为界,将样本分为政策严格地区(北京、上海、天津、江苏、四川、重庆六省市)和政策宽松地区,从而得到

① 稳健性结果未在文中展示,如有需要可向作者索取。

政策严格地区城市样本、政策严格地区农村样本、政策宽松地区城市样本、政策宽松地区农村样本等四个子样本。在这四个子样本中分别估计受教育水平对生育数量的影响，估计方法同样为基于式(4)和式(5)的 2SGAM，结果如图 3 所示。可以看出，在计划生育政策严格的地区，无论在城市还是农村，女性受教育水平对其生育数量的影响均不显著；而在计划生育政策宽松的地区，城市女性受教育水平对其生育数量的影响仍然不显著，但农村女性受教育水平对其生育数量的影响显著为正。这表明计划生育政策在城乡和地区两个层面上的差异是解释本文研究发现的原因之一。

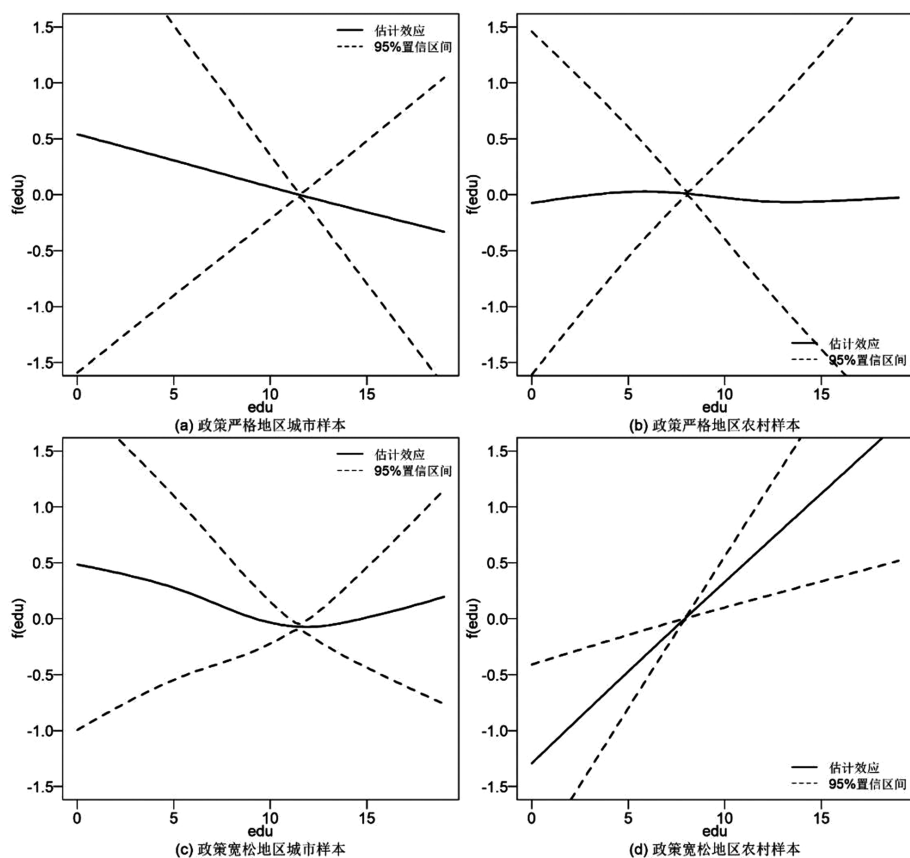


图 3 女性受教育水平对生育数量的影响(按计划生育政策强度分组)

2. 婚姻市场

在婚姻市场方面，本文关注婚姻匹配和女性议价能力两种机制。婚姻匹配机制是指女性受教育水平提高有助于促进向上的婚姻匹配，比如与更高学历或收入的男性结婚，通过收入乘数效应增加家庭整体资源(Schwartz, 2010; 孙悦, 2021)，提升家庭养育子女的能力，从而增加其生育数量。议价

能力机制则指女性教育的提升通过缩小夫妻之间的教育差距，削弱丈夫在婚姻中的优势地位，提升女性在生育决策中的话语权(Qian and Jin, 2018; Hu and Yeung, 2019)。现有研究发现，男性的生育意愿高于女性(石智雷和郑州丽, 2023)。因此，如果女性受教育水平导致其在婚姻中的议价能力提高，将使其在生育问题上更能忠于自己的意愿而不是服从于丈夫的意愿(Chen, 2022)，从而减少生育数量。

本文以丈夫的受教育水平为被解释变量，丈夫受教育水平越高代表家庭资源越丰富，以妻子受教育水平为核心解释变量，考察女性受教育水平的提升是否有助于婚姻向上匹配。同时以夫妻教育差距(即丈夫受教育年限减去妻子受教育年限)为被解释变量，夫妻教育差距越小说明女性议价能力越强，以妻子受教育水平为核心解释变量，考察女性受教育水平的提升是否有助于提高女性议价能力。估计方法均为工具变量法，工具变量与基准回归模型相同，为个体受到政策影响的强度 *compul* 和其所在省份受到政策影响的强度 *prop* 的交互项。

表 5 第(1)列和第(2)列显示，女性受教育水平的提升在城市和农村均显著地促进了婚姻向上匹配，而且对农村女性的作用更大。同时，表 5 第(3)列和第(4)列显示，城市女性受教育水平的提升显著缩小了夫妻教育差距，提高了女性议价能力；但农村女性受教育水平的提升对夫妻教育差距并未产生显著影响，未能有效地提高女性议价能力。因此，从婚姻市场的角度看，农村女性受教育水平之所以对生育数量产生积极影响，是因为农村女性受教育水平的提升更有助于其通过婚姻向上匹配获得丰富的家庭资源，提高其生育数量；但未能提高女性议价能力从而减少其生育数量。而城市女性受教育水平对生育数量的影响不显著，是因为城市女性受教育水平的提升对其实现婚姻向上匹配的影响较小，而且通过提高女性议价能力抑制了生育行为。

表 5 女性受教育水平对婚姻匹配、女性议价能力和与父母(公婆)同住概率的影响

	丈夫受教育水平		夫妻教育差距		与父母(公婆)同住	
	城市 (1)	农村 (2)	城市 (3)	农村 (4)	城市 (5)	农村 (6)
受教育水平	0.602*** (0.097)	1.010*** (0.127)	-0.398*** (0.097)	0.010 (0.127)	0.081*** (0.020)	0.157*** (0.026)
个体控制变量	✓	✓	✓	✓	✓	✓

续表						
	丈夫受教育水平		夫妻教育差距		与父母(公婆)同住	
	城市 (1)	农村 (2)	城市 (3)	农村 (4)	城市 (5)	农村 (6)
省份固定效应	✓	✓	✓	✓	✓	✓
省份时间趋势	✓	✓	✓	✓	✓	✓
观测值	69318	131856	69318	131856	93393	159993

注：表中系数为 2SLS 估计结果，工具变量为个体受到政策影响的强度 *compul* 和其所在省份受到政策影响的强度 *prop* 的交互项。其他注释同表 2。

3. 儿童养育成本

高昂的儿童养育成本是阻碍生育数量增长的重要因素之一。由于隔代照料能在很大程度上减轻年轻夫妇的养育负担(封进等，2020；王建英等，2024)，本文将与父母(公婆)同住定义为儿童养育成本低。与父母(公婆)同住是虚拟变量，同住时取 1，不同住时为 0。2010 年人口普查数据中的户编码可以唯一识别到同一户家庭的成员，本文以每户家庭中 35—49 岁女性为基准，根据“与户主关系”变量进行了 4 次匹配，依次是：户主和父母、岳父母或公婆，配偶和父母、岳父母或公婆，户主和子女，户主和媳婿。任意一次匹配成功说明样本与父母(公婆)同住。在样本中，农村女性和城市女性与父母(公婆)同住的比例分别是 25.66%和 23.95%。表 5 的第(5)列和第(6)列显示，无论在城市还是农村，女性受教育水平的提高均增加了其与父母(公婆)同住的概率，但在农村，这一影响明显更大。而且费舍尔组合检验结果表明，在城乡两个样本中，受教育水平这一变量的回归系数在 5%水平上存在显著差异。这意味着相比于城市女性，受教育水平较高的农村女性面临更低的儿童养育成本，因此其生育数量可能高于受教育水平较低的农村女性。

五、结论与启示

本文利用义务教育法实施在省份和出生队列之间的差异，使用工具变量法和两阶段广义可加模型，识别了女性受教育水平对生育数量的因果影响。研究结果显示：首先，农村女性受教育水平的提升显著增加了生育数量，但城市女性受教育水平对生育数量的影响不显著。其次，农村女性受教育水平对生育产生积极影响的可能机制包括：只有在计划生育政策宽松的部分农村地区，才有可能观察到女性个体特征(如受教育水平)与其生育数量的关系；

农村女性受教育水平的提升更有助于其通过婚姻向上匹配获得丰富的家庭资源,提高其生育数量,但未能提高女性议价能力从而减少其生育数量;受教育水平的提高增加了女性与父母(公婆)同住的概率,而这一现象在农村女性中更为明显,导致农村高学历女性面临更低的生育成本。最后,没有证据支持女性受教育水平和生育数量之间存在非线性关系。

本文的主要发现是我国农村女性受教育水平越高,生育数量越多,这一结论并不唯一。例如,Chen(2022)利用高校扩招构造工具变量,同样发现我国女性受教育水平对生育存在正向影响;也有研究在欧洲大陆(Fort et al., 2016)和意大利(Bratti, 2003)发现了女性受教育水平和生育数量的正向因果关系。除了因果研究之外,一些相关性研究也表明教育和生育数量或者生育意愿之间存在正相关关系。例如,陈卫(2019)发现中国的二胎政策开放后,受教育程度最高的女性二胎生育率最高;赵梦晗(2019)发现受教育程度较高的女性生育意愿更强烈;来自比利时、瑞典、挪威等国家或地区的证据也表明女性受教育程度和二胎或三胎数量正相关(Klesment et al., 2014; Wood et al., 2020)。

本文的结论具有重要的政策意义。第一,在生育政策放宽后,女性受教育水平的提高有可能对生育数量产生积极影响,这意味着我国的全面二孩、三孩政策为提高生育率提供了有利环境,将释放部分生育势能。第二,女性在获得一定生育自主权后倾向于减少生育,可能源于生育与职业发展的冲突以及生育和养育过程中的高昂代价。为有效缓解女性对生育的顾虑,一方面可优化职场友好型政策,推动育儿假期男女共担,提高女性职业发展的连续性保障,降低生育的“母职惩罚”;另一方面应引导家庭内部责任共担,鼓励男性积极参与育儿,减轻女性因承担主要照护责任而面临的心理与现实压力。第三,降低儿童养育成本是提高生育数量的有效方式。建立有利于隔代照料的家庭支持体系、完善婴幼儿托育服务将降低儿童养育成本、减轻女性养育负担,促进生育率的提高。

[参考文献]

- 陈卫, 2019:《中国的两孩政策与生育率》,《北京大学学报(哲学社会科学版)》第5期。
- 窦东徽、罗明明、刘肖岑, 2019:《中国居民生育性别偏好变迁的横断历史研究:1981—2016》,《北京工业大学学报(社会科学版)》第6期。
- 封进、艾静怡、刘芳, 2020:《退休年龄制度的代际影响——基于子代生育时间选择的研究》,《经济研究》第9期。

- 葛润、黄家林, 2020:《大学扩招是否影响了结婚与生育?》,《经济学报》第3期。
- 金光照、翟振武, 2023:《中国女性未婚生育现状及其婚姻进度效应》,《人口学刊》第2期。
- 石智雷、邵玺、王璋等, 2022:《三孩政策下城乡居民生育意愿》,《人口学刊》第3期。
- 石智雷、郑州丽, 2023:《性别视角下生育意愿研究》,《财贸研究》第6期。
- 孙悦, 2021:《中国同质婚内部差异及其对家庭收入水平的影响》,《人口学刊》第1期。
- 王建英、李萍、何冰等, 2024:《“无名英雄”: 隔代照料对农村育龄女性非农就业的影响》,《农业技术经济》第1期。
- 杨振宇、张程, 2018:《教育深化对初婚年龄、生育数量的影响——基于义务教育法实施的准试验研究》,《人口与发展》第1期。
- 於嘉、谢宇, 2019:《中国的第二次人口转变》,《人口研究》第5期。
- 张现苓、翟振武, 2013:《婚居模式对农村妇女生育孩子性别的影响》,《中国人口科学》第6期。
- 赵梦晗, 2019:《女性受教育程度与婚配模式对二孩生育意愿的影响》,《人口学刊》第3期。
- 朱州、赵国昌, 2022:《高等教育与中国女性生育数量》,《人口学刊》第1期。
- Amin, V. and J. R. Behrman, 2014, “Do More-Schooled Women Have Fewer Children and Delay Childbearing? Evidence From a Sample of US Twins”, *Journal of Population Economics*, 27(1): 1—31.
- Anson, O. and J. Anson, 2003, “Fertility Trends in Rural Hebei Province, People’s Republic of China”, *Population Research and Policy Review*, 22(4): 399—409.
- Becker, G. S. and H. G. Lewis, 1973, “On the Interaction between the Quantity and Quality of Children”, *Journal of Political Economy*, 81(2, Part 2): S279—S288.
- Becker, G. S., 1960, “An Economic Analysis of Fertility”, *Demographic and Economic Change in Developed Countries*, Princeton University Press: 209—240.
- Becker, S. O., F. Cinnirella and L. Woessmann, 2013, “Does Women’s Education Affect Fertility? Evidence from Pre-Demographic Transition Prussia”, *European Review of Economic History*, 17(1): 24—44.
- Bratti, M., 2003, “Labour Force Participation and Marital Fertility of Italian Women: The Role of Education”, *Journal of Population Economics*, 16(3): 525—554.
- 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.
- DeCicca, P. and H. Krashinsky, 2020, “Does Education Reduce Teen Fertility? Evidence from Compulsory Schooling Laws”, *Journal of Health Economics*, 69: 102268.
- Doepke, M., A. Hannusch, F. Kindermann and M. Tertilt, 2023, “The Economics of Fertility: A New Era”, *Handbook of the Economics of the Family*, Amsterdam: Elsevier: 151—254.
- Duflo, E., 2001, “Schooling and Labor Market Consequences of School Construction in Indonesia: Evidence from an Unusual Policy Experiment”, *American Economic Review*, 91(4): 795—813.
- Ebenstein, A., 2010, “The ‘Missing Girls’ of China and the Unintended Consequences of the One Child Policy”, *JOURNAL OF HUMAN RESOURCES*, 45(1): 87—115.
- Fort, M., N. Schneeweis and R. Winter-Ebmer, 2016, “Is Education Always Reducing Fertility? Evidence from Compulsory Schooling Reforms”, *The Economic Journal*, 126(595): 1823—1855.
- Gao, X. and M. Li, 2022, “Differences between Returns to Education in Urban and Rural China and Its Evolution from 1989 to 2019”, *PLOS One*, 17(10): e0274506.
- Gu, B., F. Wang, Z. Guo and E. Zhang, 2007, “China’s Local and National Fertility Policies at the End of the Twentieth Century”, *Population and Development Review*, 33(1): 129—148.
- Hazan, M. and H. Zoabi, 2015, “Do Highly Educated Women Choose Smaller Families?”, *The Economic Journal*, 125(587): 1191—1226.
- Hu, S. and W. J. Yeung, 2019, “Education and Childrearing Decision-Making in East Asia”, *Chinese Sociological Review*, 51(1): 29—56.
- Huang, W., 2015, “Understanding the Effects of Education on Health: Evidence from China”, *IZA Discussion Papers No. 9255*.
- Kan, K. and M. Lee, 2018, “The Effects of Education on Fertility: Evidence from Taiwan”, *Economic Inquiry*, 56(1): 343—357.
- 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.
- Klesment, M., A. Puur, L. Rahnu et al., 2014, “Varying Association between Education and Second Births in Europe: Comparative Analysis Based on the EU-SILC Data”, *Demographic Research*, 31: 813—860.
- Ma, M., 2019, “Does Children’s Education Matter for Parents’ Health and Cognition?

- Evidence from China”, *Journal of Health Economics*, 66: 222—240.
- Marra, G. and R. Radice, 2011a, “A Flexible Instrumental Variable Approach”, *Statistical Modelling*, 11(6): 581—603.
- Marra, G. and R. Radice, 2011b, “Estimation of a Semiparametric Recursive Bivariate Probit Model in the Presence of Endogeneity”, *Canadian Journal of Statistics*, 39(2): 259—279.
- McCrary, J. and H. Royer, 2011, “The Effect of Female Education on Fertility and Infant Health: Evidence from School Entry Policies Using Exact Date of Birth”, *American Economic Review*, 101(1): 158—195.
- Meng, C., 2023, “School Starting Age, Female Education, Fertility Decisions, and Infant Health: Evidence from China’s Compulsory Education Law”, *Population Research and Policy Review*, 42(3): 43.
- Michael, R. T., 1974, “Education and the Derived Demand for Children”, *Economics of the Family: Marriage, Children, and Human Capital*, Chicago: University of Chicago Press: 120—159.
- Osili, U. O. and B. T. Long, 2008, “Does Female Schooling Reduce Fertility? Evidence from Nigeria”, *Journal of Development Economics*, 87(1): 57—75.
- Qian, Y. and Y. Jin, 2018, “Women’s Fertility Autonomy in Urban China: The Role of Couple Dynamics under the Universal Two-Child Policy”, *Chinese Sociological Review*, 50(3): 275—309.
- Schwartz, C. R., 2010, “Earnings Inequality and the Changing Association between Spouses’ Earnings”, *American Journal of Sociology*, 115(5): 1524—1557.
- Sobotka, F., R. Radice, G. Marra and T. Kneib, 2013, “Estimating the Relationship between Women’s Education and Fertility in Botswana by Using an Instrumental Variable Approach to Semiparametric Expectile Regression”, *Journal of the Royal Statistical Society Series C*, 62(1): 25—45.
- 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.
- Willis, R. J., 1974, “Economic Theory of Fertility Behavior”, *Economics of the Family: Marriage, Children, and Human Capital*, Chicago: University of Chicago Press: 25—80.
- Wood, J., S. Klüsener, K. Neels et al., 2020, “Shifting Links in the Relationship between Education and Fertility”, *Population, Space and Place*, 26(8): e2342.
- Wood, S. N., 2006, *Generalized Additive Models: An Introduction with R*, London: Chapman & Hall.

- Zanin, L., R. Radice and G. Marra, 2015, “Modelling the Impact of Women’s Education on Fertility in Malawi”, *Journal of Population Economics*, 28(1): 89—111.
- Zhang, H., W. Chen and J. Zhang, 2012, “Urban-Rural Income Disparities and Development in a Panel Data Set of China for the Period from 1978 to 2006”, *Applied Economics*, 44(21): 2717—2728.
- Zhang, Z. and Z. Zhao, 2023, “Women’s Education and Fertility in China”, *China Economic Review*, 78: 101936.
- Zhao, S., 2023, “Family Size and Intergenerational Inequality: Evidence from China’s One-Child Policy”, *Social Indicators Research*, 165(1): 283—307.

Urban-Rural Differences in the Effect of Women’s Education on Fertility in China

XIAN Meng-yao¹, LIU Ze-yun^{1,2}

(1. Business School, Beijing Normal University;

2. Capital Institute for Economics of Education, Beijing Normal University)

Abstract: Existing research hasn’t reach a consensus on the relationship between women’s education and fertility. This paper takes an urban-rural perspective, using data from the 2010 Chinese Census and applying instrumental variables and two-stage generalized additive models to estimate the causal impact of women’s education on fertility and to investigate whether a nonlinear relationship exists. The results show that higher education significantly increases fertility among rural women, while the effect is insignificant for their urban counterparts. This disparity may be attributed to the relatively relaxed enforcement of family planning policies in rural areas, which allows individual characteristics such as education to exert a stronger influence on fertility behavior. Mechanism analysis further indicates that although education increases rural women’s access to household resources, it does not proportionately enhance their bargaining power within the household, making them more susceptible to their husbands’ fertility preferences. Moreover, higher educational attainment is associated with a greater likelihood of co-residing with parents or in-laws, thereby reducing childcare costs—an effect more pronounced in rural areas. Finally, the analysis finds no evidence of a non-linear relationship between women’s education and fertility.

Key words: education; fertility; urban-rural differences

(责任编辑: 郑磊 责任校对: 郑磊 胡咏梅)