

童年时期留守经历对受教育年限的影响

——基于CFPS数据的追踪调查

张茹悦

西北政法大学经济学院, 陕西 西安

收稿日期: 2024年2月11日; 录用日期: 2024年3月8日; 发布日期: 2024年3月15日

摘要

本文基于中国家庭追踪调查(CFPS) 2010、2020年数据, 采用最小二乘法考察3岁之前和4至12岁时父母外出状况对留守子女受教育年限的影响, 采用倾向性得分匹配法(PSM)、替换变量法进行留守经历对受教育年限影响效应的稳健性检验。结果表明, 父亲外出务工会显著提高农村留守子女的受教育年限, 母亲外出务工会显著地降低农村留守子女的受教育年限。研究结果启示我们应重点关注母亲外出务工的农村留守子女, 继续采取措施解决留守问题, 这不仅有利于提高农村人口的整体素质, 同样有利于促进农村经济社会的全面发展。

关键词

留守经历, 受教育年限, CFPS, 稳健性检验

The Impact of Childhood Stay-at-Home Experiences on Years of Schooling

—A Follow-Up Survey Based on CFPS Data

Ruyue Zhang

School of Economics, Northwest University of Political Science and Law, Xi'an Shaanxi

Received: Feb. 11th, 2024; accepted: Mar. 8th, 2024; published: Mar. 15th, 2024

Abstract

Based on the data of China Family Tracking Survey (CFPS) in 2010 and 2020, this paper adopts the least square method to investigate the influence of parents' out-of-home status on the schooling years of left-behind children before the age of 3 and from the age of 4 to 12, and adopts the pro-

pensity score matching (PSM) method and alternative variable method to test the robustness of the influence of left-behind experience on the schooling years. The results show that fathers' migrant work significantly increases the years of schooling of left-behind children in rural areas, while mothers' migrant work significantly decreases the years of schooling of left-behind children in rural areas. The research results suggest that we should pay more attention to the left-behind children in rural areas whose mothers go out to work, and continue to take measures to solve the left-behind problem, which is not only conducive to improving the overall quality of rural population, but also conducive to promoting the all-round development of rural economy and society.

Keywords

Left-Behind Experience, Years of Schooling, CFPS, Robustness Test

Copyright © 2024 by author(s) and Hans Publishers Inc.

This work is licensed under the Creative Commons Attribution International License (CC BY 4.0).

<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>



Open Access

1. 引言

随着改革开放后社会经济快速发展和人口流动障碍逐渐消除,农村劳动力迫于经济、生活压力快速涌入城市,造成了大量留守儿童。据我国国家统计局发布的2020年中国儿童人口状况的报告¹,我国农村留守儿童已有4177万人,留守儿童总量则占全国儿童的22.5%。大规模的留守儿童群体已引起社会广泛关注,除了营养和身体健康[1][2]、认知能力和非认知能力[3][4]、心理健康[5][6]等问题,留守儿童教育问题同样是一个重要议题。党的二十大报告提到“教育是国之大计、党之大计”,教育关乎一个国家高素质人才的培养,是社会经济发展的重要基石,是中华民族伟大复兴的必要途经。农村教育因环境设施较差、教师教学技能较低、学生学习竞争力不足,往往是我国教育发展的薄弱环节。农村留守子女教育问题不仅与个体发展和其成年后收入有关,同样也关乎社会人力资本积累和阶层流动。

基于此,本文利用中国家庭追踪调查(CFPS)2010、2020年数据,以2010年为基期,考察2020年童年时期留守经历对受教育年限的影响。旨在探索留守经历与受教育年限之间的关系,为政策制定提供依据。

2. 文献综述

关于留守经历对受教育年限的影响国内外已有一系列研究,但结果存在分歧。有研究认为父母外出对受教育年限有一定的负面影响。如,有研究发现父母外出务工虽然可以通过汇款减少对留守子女学习情况造成的负面影响,但父母外出务工对子女教育影响的总效应仍然为负[7][8],并且这种负影响在父母远距离务工的情况下尤为明显。还有研究使用中国营养与健康调查(CHNS)数据发现父母外出务工对留守儿童的受教育情况有显著负面影响,且这种影响以农村儿童突出[9]。也有研究认为父母外出对子女受教育程度是有利的。例如,有研究发现,通过父母外出务工的汇款可以显著地提高留守子女的受教育机会,有利于留守子女的教育[10]。还有研究发现农村留守儿童的教育显著高于与父母同住的农村儿童[11]。同时也有研究认为留守经历与子女受教育并无关联。例如有研究发现父母外出对孩子受教育程度没有显著影响[12]。

从已有研究来看,绝大多数研究都表明,留守经历负向影响了子女受教育程度。但已有研究依旧存

¹数据出处:国家统计局、联合国儿童基金会、联合国人口基金,“2020年中国儿童人口状况:事实与数据”,2023年。

<http://www.stats.gov.cn/zs/tjwh/tjkw/tjzl/202304/P020230419425666818737.pdf?eqid=876e978e000141dc000000564900658>。

在着以下两方面潜在的不足。一是这些研究数据时间偏晚，缺乏对已有留守经历者成年时期的近期调查分析，本文选取 2020 年 CFPS 数据以补充现有研究不足；二是鲜有文献研究留守经历对子女受教育年限长期影响，几乎没有文献进行动态分析。本文合并 2010、2020 年两期数据形成面板数据，重点分析父母外出务工对留守子女成年后受教育年限的动态影响，尝试对现有文献的不足进行补充。

3. 研究设计

3.1. 数据来源

本文使用的数据来自北京大学中国社会调查中心发布的中国家庭追踪调查(CFPS) 2010, 2020 年的微观数据。本文利用个人 ID 变量将两期调查数据整合。CFPS 样本涵盖全国 29 个省、市、自治区的家庭，是对全国状况进行研究的理想数据。本文选取 2010 年且在 2020 年追访成功的 16 至 35 岁农村成人样本，为了避免父母去世造成对回归结果的干扰，本文剔除了父亲、母亲去世的样本，最终共得有效样本 3444 个。

3.2. 变量选取与表述

3.2.1. 被解释变量

本文参考已有研究选取样本最高受教育年限为被解释变量[13]。

3.2.2. 关键解释变量

本文的核心自变量设置为父亲外出务工和母亲外出务工。通过 2010 年成人调查问卷中“您 3 岁以前(含 3 岁时)，您父亲不与您在一起居住的连续时间最长为多少周？”、“您 3 岁以前(含 3 岁时)，您母亲不与您在一起居住的连续时间最长为多少周？”、“您 4 至 12 岁时，您父亲不与您在一起居住的连续时间最长为多少周？”、“您 4 至 12 岁时，您母亲不与您在一起居住的连续时间最长为多少周？”进行筛选。父亲外出务工、母亲外出务工的定义为在 0 至 3 岁或 4 至 12 岁时，被调查者不一起居住的连续最长时间大于 12 周记为 1，否则记为 0。

3.2.3. 控制变量

留守子女的受教育年限会受到多种因素影响，因此，本文从个人层面、家庭层面和村庄层面选取了一系列控制变量。其中，个人层面包括年龄、性别、户口、民族等变量；家庭层面包括父亲年龄、母亲年龄、父亲受教育水平、母亲受教育水平、家庭规模、家庭经济情况等变量；村庄层面包括家庭偏远程程度变量。为了避免自变量间存在多重共线性，本文选择了母亲教育和母亲受教育水平来衡量父母年龄和受教育水平，并且加入省份固定效应。主要变量的定义及描述统计报告见表 1。

Table 1. Variable definitions and statistical descriptions

表 1. 变量定义及统计性描述

变量名	变量定义	样本量	均值	标准差
受教育年限	没有上过学/文盲/半文盲 = 0, 小学 = 6, 初中 = 9, 高中 = 12, 大专 = 15, 本科、硕士、博士 = 16	3444	9.711	4.091
父亲外出务工	0 至 3 岁或 4 至 12 岁父亲连续不与自己居住最长时间是否大于 12 周, 是 = 1, 否 = 0	3444	0.090	0.286
母亲外出务工	0 至 3 岁或 4 至 12 岁母亲连续不与自己居住最长时间是否大于 12 周(是 = 1, 否 = 0)	3444	0.038	0.191
性别	女 = 0, 男 = 1	3444	0.454	0.500
年龄	子女 2010 的年龄	3444	25.270	5.486

续表

民族	其他民族 = 0, 汉族 = 1,	3444	0.903	0.296
户口	非农业户口 = 0, 农业户口 = 1	3444	0.750	0.100
母亲年龄	母亲年龄	3400	50.557	7.619
母亲受教育水平	母亲初中及以上教育(否 = 0, 是 = 1)	3444	0.216	0.412
家庭经济情况	Ln(2010年家庭人均纯收入)	3265	8.363	0.915
家庭偏远程度	Ln(家距县城的距离)	3324	-0.210	0.833
家庭规模	家庭成员数	3444	5.075	1.604

注：①合并本科、硕士、博士阶段以避免部分仍在读书样本测量误差的影响。

4. 实证分析

4.1. 基准回归

本文使用 OLS 分析父母外出务工对子女受教育年限的影响，估计结果如表 2 中模型(一)所示。结果表明童年时期父亲外出务工对子女成年后受教育年限具有显著正向影响，且系数在 1% 的统计水平上显著，说明童年时期父亲外出务工的农村子女成年后的受教育年限显著高于父亲未外出务工的农村子女。而童年时期母亲外出务工对子女成年后受教育年限具有显著负向影响，且系数在 1% 的统计水平上显著，说明童年时期母亲外出务工的农村子女成年后的受教育年限显著低于母亲未外出务工的农村子女。这可能是由于家庭中子女照料往往以母亲为主，父亲外出务工对子女生活无太大的影响，而且父亲外出获得的经济收入可用于子女教育投入，一定程度上还会提高子女的受教育年限。而担任照料子女主要任务的母亲外出虽然可以通过经济途径弥补负效应，但总效应仍然为负。这与以往的研究结论保持一致[14]。

Table 2. Results of baseline regression

表 2. 基准回归结果

解释变量	基准回归
	模型(一)
父亲外出务工	0.648*** (0.245)
母亲外出务工	-1.227*** (0.360)
性别	0.552*** (0.123)
年龄	-0.288*** (0.018)
民族	0.424* (0.254)
母亲年龄	0.011 (0.013)
母亲受教育水平	0.715*** (0.073)

续表

家庭规模	-0.038 (0.040)
家庭经济情况	0.376*** (0.073)
家庭偏远程度	-0.307*** (0.081)
常数项	12.502*** (1.306)
省份固定效应	Yes
观测值	3105
R ²	0.312

注：①括号里数字为标准误；*、**、***分别代表在10%、5%、1%的程度上显著。

4.2. 稳健性检验

4.2.1. 基于倾向性匹配法的稳健性检验

Table 3. Test results of each characteristic variable before and after radius matching

表 3. 半径匹配前后各特征变量的检验结果

变量名	未配对/已配对	偏误	t-test	
			t	p > t
子女性别	U	-2.9	-0.48	0.634
	M	-0.7	-0.08	0.933
子女年龄	U	-27.3	-4.42	0.000
	M	-7.0	-0.87	0.386
户口	U	-6.4	-1.21	0.228
	M	-5.4	-0.66	0.511
民族	U	17.0	2.58	0.010
	M	2.4	0.34	0.735
母亲受教育程度	U	1.3	0.22	0.827
	M	-0.7	-0.08	0.934
母亲年龄	U	-31.9	-5.03	0.000
	M	-8.9	-1.13	0.257
家庭成员数	U	17.3	3.06	0.002
	M	6.6	0.81	0.417
家庭经济情况	U	11.9	1.99	0.046
	M	4.0	0.51	0.611
家庭偏远程度	U	-12.0	-2.08	0.038
	M	3.8	0.46	0.643

此外本文为克服选择性偏误引起的内生性问题，进行了稳健性检验。首先，为克服选择性偏误引起的内生性问题，本文采用半径匹配倾向得分进行匹配分析。为了保证使用 PSM 条件独立的假设，即处理前后组在匹配后分布相同，本文以半径为 0.05 的半径匹配为例报告了匹配前后样本各特征的检验结果。从表 3 可以看出，匹配后各变量的检验值均不显著，表明各特征变量是平衡的，匹配的效果较好。

表 4 中模型(二)报告了倾向得分匹配后进行回归的结果。可以看出模型(二)的回归结果与模型(一)回归结果一致，系数和显著性都没有发生明显变化。倾向得分匹配结果印证了父亲外出工会显著地提高农村留守群体的受教育年限，母亲外出工会显著地降低其受教育年限这一结论。

4.2.2. 基于变量替换法的稳健性检验

另外，本文通过改变被解释变量的判断标准来进一步进行稳健性检验。本文使用“没有上过学/文盲/半文盲 = 0”、“小学 = 1”、“初中 = 2”、“高中 = 3”、“大专 = 4”、“本科、硕士、博士 = 5”来衡量子女受教育程度。表 4 中模型(三)报告了主要的回归结果，回归结果显示父亲外出务工的系数依然为正，且系数在 5% 统计水平上显著，与模型(一)、模型(二)结果完全一致。说明童年时期父亲外出务工的农村子女成年后的受教育水平显著高于童年时期父亲未外出务工的农村儿童受教育水平，回归结果进一步印证了童年时期父亲外出工会提高农村子女成年后的受教育水平这一结论是稳健的。回归结果显示母亲外出务工的系数依然为负，且系数在 1% 统计水平上显著，说明童年时期母亲外出务工的农村子女成年后的受教育水平显著低于童年时期母亲未外出务工的农村儿童受教育水平。回归结果进一步印证了童年时期母亲外出工会降低农村子女成年后的受教育水平这一结论是稳健的。

Table 4. Comparison of baseline regression and robustness test results

表 4. 基准回归和稳健性检验结果对比

解释变量	基准回归	稳健性检验	
	模型(一)	倾向得分匹配 模型(二)	替换变量 模型(三)
父亲外出务工	0.648*** (0.245)	0.647*** (0.244)	0.182** (0.082)
母亲外出务工	-1.227*** (0.360)	-1.229*** (0.359)	-0.333*** (0.120)
控制变量	控制	控制	控制
省份固定效应	Yes	Yes	Yes
观测值	3105	2964	3105
R ²	0.312	0.321	0.312

注：①括号里数字为标准误；*、**、***分别代表在 10%、5%、1% 的程度上显著。②半径匹配的半径参数为 0.05。

5. 结论与建议

本研究利用 CFPS2010 年和 2020 年的追踪调查数据，对 2010 年所有的留守与非留守样本进行追踪研究，分析童年时期留守经历对子女受教育年限的影响。本文研究发现，父亲外出工会显著地提高农村留守群体的受教育年限，母亲外出工会显著地降低农村留守群体的受教育年限。此外，本研究还针对这一结果进行了稳健性分析，结果与基准回归结果完全一致。

根据上述发现，本文提出以下政策建议。第一，鉴于父亲外出务工对受教育年限的积极影响，我们

应将农村子女教育关注重点放在母亲外出的留守子女群体上。第二，优化教师队伍，加大农村学校办学条件投入。一方面，政府可以通过加大对农村教师的培训力度，吸引优秀教师到农村学校任教。另一方面，政府可以增加对农村地区教育方面的支出，改善农村地区学校基础设施，以此达到提高留守群体受教育教学质量的目的。第三，加强留守儿童心理健康教育，建立家长、学校、社会三位一体教育体系。学校应加强对留守子女的心理疏导，帮助他们建立正确的人生观和价值观。政府和社会也应共同关注留守子女教育问题，建立健全留守群体教育体系，以此为他们提供更好的教育保障，促进留守子女的全面发展。

参考文献

- [1] Lei, L., Liu, F. and Hill, E. (2018) Labour Migration and Health of Left-Behind Children in China. *The Journal of Development Studies*, **54**, 93-110. <https://doi.org/10.1080/00220388.2017.1283015>
- [2] Li, T. and Zhang, W. (2015) Personality Traits and Stock Investment: Evidence from China. *Economic Research Journal*, **6**, 103-116.
- [3] Liu, H., Chang, F., Corn, H., et al. (2021) The Impact of Parental Migration on Non-Cognitive Abilities of Left Behind Children in Northwestern China. *Journal of Asian Economics*, **72**, Article ID: 101261. <https://doi.org/10.1016/j.asieco.2020.101261>
- [4] Wu, J. and Zhang, J. (2017) The Effect of Parental Absence on Child Development in Rural China. *Asian Economic Policy Review*, **12**, 117-134. <https://doi.org/10.1111/aepr.12166>
- [5] Ding, L., Yuen, L.W., Buhs, E.S., et al. (2019) Depression among Chinese Left-Behind Children: A Systematic Review and Meta-Analysis. *Child: Care, Health and Development*, **45**, 189-197. <https://doi.org/10.1111/cch.12642>
- [6] Shi, Y., Bai, Y., Shen, Y., et al. (2016) Effects of Parental Migration on Mental Health of Left-Behind Children: Evidence from Northwestern China. *China & World Economy*, **24**, 105-122. <https://doi.org/10.1111/cwe.12161>
- [7] 胡枫, 李善同. 父母外出务工对农村留守儿童教育的影响——基于 5 城市农民工调查的实证分析[J]. 管理世界, 2009(2): 67-74.
- [8] 谢贝妮, 李岳云. 劳动力流动对农村家庭教育投资决策的影响[J]. 经济体制改革, 2013(4): 75-79.
- [9] 丁继红, 徐宁吟. 父母外出务工对留守儿童健康与教育的影响[J]. 人口研究, 2018, 42(1): 76-89.
- [10] Bredl, S. (2011) Migration, Remittances and Educational Outcomes: The Case of Haiti. *International Journal of Educational Development*, **31**, 162-168. <https://doi.org/10.1016/j.ijedudev.2010.02.003>
- [11] 吕利丹, 王非. 人口流动与儿童教育: 基本事实与解释[J]. 人口研究, 2017, 41(6): 45-57.
- [12] 隋海梅, 宋映泉. 留守经历影响中职学生的考学行为、辍学行为和升学意愿吗——基于浙江、陕西两省的跟踪数据[J]. 北京大学教育评论, 2014, 12(3): 63-79.
- [13] 王胜今, 韩保庆. 教育投资的代际收益分析[J]. 人口与发展, 2018, 24(3): 2-11, 42.
- [14] 韩保庆, 王胜今, 张敬霞. 留守经历对农村儿童成年后受教育水平的影响——非认知能力的中介效应[J]. 教育与经济, 2023, 39(2): 87-96.