

农民工汇款对留守儿童教育的影响 及其作用机制*

——基于 CFPS 数据的实证分析

彭小辉¹ 傅宇辰¹ 史清华²

摘要：本文构建汇款影响留守儿童受教育机会和学习成绩的理论分析框架，基于中国家庭追踪调查数据，运用 Logit 模型和有序 Probit 模型实证分析农民工汇款对留守儿童受教育机会和学习成绩的影响及其作用机制。研究发现：汇款对留守儿童的受教育机会和学习成绩都存在显著影响，汇款不仅有助于增加留守儿童的受教育机会，还能够显著提升其学习成绩；汇款金额主要通过教育投入、营养摄入和母亲参与 3 个渠道影响留守儿童的受教育机会和学习成绩。异质性分析发现：汇款对学习成绩较差的留守儿童的成绩提升作用更明显；对处于非义务教育阶段以及欠发达地区的留守儿童受教育机会和学习成绩的影响更为显著；相比于母亲不在家的留守儿童所受的影响，增加汇款金额对母亲在家的留守儿童的受教育机会和学习成绩的正向影响更明显；相比于留守男童所受的影响，增加汇款对留守女童受教育机会和学习成绩的积极影响更大。本研究的结论对改善留守儿童教育现状、促进留守儿童人力资本积累以及提高农村家庭内生发展能力具有重要的参考意义。

关键词：农民工汇款 留守儿童 受教育机会 学习成绩 教育投入

中图分类号：F063.4 **文献标识码：**A

一、引言

随着工业化和城市化进程的推进，资源进一步向大城市集聚，越来越多的农村劳动力流向城市。在城乡二元结构下，受户籍制度和经济条件约束，农民工往往较难解决子女在城市的入学问题（杨菊华和段成荣，2008；Zhang，2017），只能将孩子留在农村，从而产生了留守儿童现象。由此产生的一

*本文是国家社会科学基金一般项目“失地对子女人力资本积累的影响、作用机制和干预政策研究”（编号：21BJY239）、国家社会科学基金重大项目“劳动力流动视角下健全城乡融合发展机制研究”（编号：21&ZD077）、江苏高校哲学社会科学重大项目“共同富裕目标下农民幸福感提升路径研究”（编号：2022SJZD146）的阶段性研究成果。本文通讯作者：史清华。

系列问题困扰着社会和政府部门，时至今日留守儿童的教育问题仍是一大难题。根据教育部网站统计数据，2020年处于义务教育阶段的农村留守儿童有1289.67万人^①。由于生活环境艰苦、家庭教育缺失，这些留守儿童普遍面临上学难、成绩差、辍学率高等问题，严重制约了留守儿童的人力资本积累和农村家庭的内生发展能力提高（王静曦和周磊，2020）。教育不仅是提高个体人力资本积累的重要途径，也是巩固农村脱贫攻坚成果、治理农村相对贫困的主要措施，更是阻断贫困代际传递的重要手段。2021年发布的《中华人民共和国国民经济和社会发展第十四个五年规划和2035年远景目标纲要》提出的“完善留守儿童关爱体系，巩固义务教育控辍保学成果”^②是推进基本公共教育均等化，建设高质量教育体系的重要举措。

中国家庭更注重代际传承，传统家庭关系的主轴是父母一子女的纵向关系，而不是夫妻的横向关系（李强，2001），这种结构强化了由农村向城市迁移的农民工与家庭的联系。从家庭角度看，外出务工成员与留守成员之间的关系源于一种相互协商后的契约性安排，并以此保障各成员的利益以及家庭的稳定，而农民工定期向家里汇款是这种契约安排的一种表现形式（Lucas and Stark，1985）。农民工汇款主要用于儿童教育、赡养父母和补贴家用（胡枫和史宇鹏，2013）。农民工汇款提高了农村留守家庭的可支配收入，使农村家庭可以负担更多的教育支出，例如汇款显著增加了对留守儿童的教育投入，使农民工子女获得更多的受教育机会，并提高了留守儿童的受教育质量和学习成绩（李庆海等，2014；Mishra et al.，2022）。

现有文献多侧重于探讨父母外出对留守儿童受教育状况的影响，较少探讨家庭成员外出务工汇款对留守儿童受教育状况的影响。本文基于2010—2018年CFPS数据，采用Logit模型和有序Probit模型，分析汇款金额对留守儿童受教育机会和学习成绩的影响，弥补现有文献的不足。本研究的边际贡献是：在构建汇款影响留守儿童教育的理论分析框架基础上，实证分析了汇款金额对留守儿童受教育机会和学习成绩的影响及其作用机制。

二、研究假说和分析框架

留守儿童是中国城乡二元结构下的特有产物，发达国家少有留守儿童，国内外相关研究多探讨中国留守儿童问题。有研究显示，家庭成员外出务工汇款对留守儿童受教育状况有正面作用，这主要表现在两个方面：第一，汇款有助于减轻家庭的流动性约束，从而增加对子女教育的投资，提高留守儿童受教育质量。Yang and Bansak（2020）在研究汇款对不同收入水平家庭儿童教育的影响时发现，低收入家庭的外出务工父母会将收入主要用于子女教育，并且通过增加教育投入来弥补对子女陪伴的缺失。教育投入的增加显著改善了儿童的学习条件，并提高了儿童的受教育水平，且教育投入在“留守（随迁）—学业成绩”的影响路径中发挥了中介作用，这一机制在贫困地区表现得尤为明显（刘华等，

^①教育部网站，http://www.moe.gov.cn/jyb_sjzl/moe_560/2020/quanguo/202109/t20210902_557984.html。

^②参见《中华人民共和国国民经济和社会发展第十四个五年规划和2035年远景目标纲要》，http://www.gov.cn/xinwen/2021-03/13/content_5592681.htm。

2020)。Dang et al. (2020) 的研究表明, 贫困地区的农村移民汇款显著改善了贫困家庭的现状, 增加了儿童教育支出, 从而促进了留守儿童健康成长。第二, 汇款体现出一种利他主义动机, 促使家庭增加对留守儿童的教育投入, 有利于留守儿童人力资本积累。从家庭效用最大化角度看, 家庭成员外出务工可以被视为通过收入来源多样化来实现家庭福利最大化的策略选择, 将汇款用于儿童教育是家庭策略的一部分, 能增加家庭未来的创收潜力。梁在和李文利 (2021) 基于“留守儿童与流动儿童发展状况动态监测研究”数据分析发现, 随着父母外出时间的增加, 留守儿童家庭教育投入占比逐渐提高, 对留守儿童的学习成绩产生积极影响。胡枫等 (2008) 的研究在肯定农民工汇款利他主义动机的同时, 还发现已婚和年龄较大的外出务工者的汇款更倾向用于家庭成员的教育支出。Azizi (2018) 在对 122 个发展中国家的研究中同样发现, 汇款能够提高留守儿童的入学率和学习成绩。基于上述分析, 本文提出研究假说 1。

H1: 汇款提高了留守儿童的教育投入^①, 有利于增加留守儿童的受教育机会, 提高其学习成绩。

大量研究表明, 汇款促进了留守儿童健康成长, 而营养健康水平是影响儿童发展的重要因素。赵晨晓和董志勇 (2021) 研究发现, 家庭成员外出务工汇款的增加能够显著提升留守儿童健康水平, 尤其对贫困家庭留守儿童健康的改善效果更为明显。营养干预可以有效提升学生的健康水平, 并为提高儿童的学习成绩奠定营养基础 (范子英等, 2020)。Fang and Zhu (2022) 的研究也支持上述结论。史耀疆等 (2013) 研究发现, 持续的营养摄入显著提高了学生的数学成绩, 也不同程度地改善了其他学科的学业表现。此外, 还有很多学者在儿童营养不良与学业表现的关系研究中进一步验证了上述观点。例如: 汪三贵等 (2012) 研究发现, 中国农村贫困地区学生存在严重的微量元素缺乏问题, 营养不良导致的贫血对儿童学习成绩的负面影响十分显著; Shree and Murthy (2021) 在对印度农村儿童的调查研究中也同样证实儿童营养不良会显著降低其学业成绩。基于上述分析, 本文提出研究假说 2。

H2: 汇款提高了留守儿童的营养摄入, 有利于提升其学习成绩。

在中国农村, “男主外, 女主内”的传统家庭分工模式依然较为普遍, 父亲“因工缺席”使得母亲在农业生产、家庭经营、抚养孩子等方面承担了更多的责任 (Mu and Walle, 2011; Tong et al., 2019), 同时也让母亲掌握了更多的家庭决策权 (Desai and Banerji, 2008)。当妇女拥有家庭资源的控制权时, 接受汇款的家庭在食品和儿童教育方面的支出比例更高, 有益于儿童教育 (Pickbourn, 2016)。相比于国外文献探讨母亲在家庭资源分配中的控制权与儿童教育的关系, 国内文献更多探讨母亲照料与儿童教育的关系。例如顾和军和刘云平 (2013) 研究发现, 就近从事非农工作的母亲可以较好地兼顾家庭创收和子女照料, 从而对子女的学习成绩产生正向影响。然而, 由于家庭经济负担过重, 多数情况下农村贫困家庭的成年女性也会外出务工, 这严重影响了儿童福利。现有研究表明: 相比父亲外出, 母亲外出会对留守儿童的家庭教育产生更大负面影响, 且这种负面影响无法被收入增加完全抵消 (秦敏和朱晓, 2019); 随着母亲连续外出时间的增加, 儿童的受教育水平逐渐降低 (韩保庆等, 2021)。

^①根据中国家庭追踪调查数据的问卷, 汇款是指家庭外出务工者 (包括父亲、母亲以及兄弟姐妹等) 对留守家庭的收入转移。

可见，无论是从母亲的家庭资源决策权视角还是从照料子女视角看，“母亲参与”^①对儿童长期人力资本积累都具有不可替代的作用。基于上述分析，本文提出研究假说3。

H3：汇款与“母亲参与”对留守儿童教育产生协调促进作用，有利于增加留守儿童受教育机会，提高其学习成绩。

基于上述文献回顾和研究假说，本文构建汇款影响留守儿童受教育机会和学习成绩的分析框架，具体如图1所示。

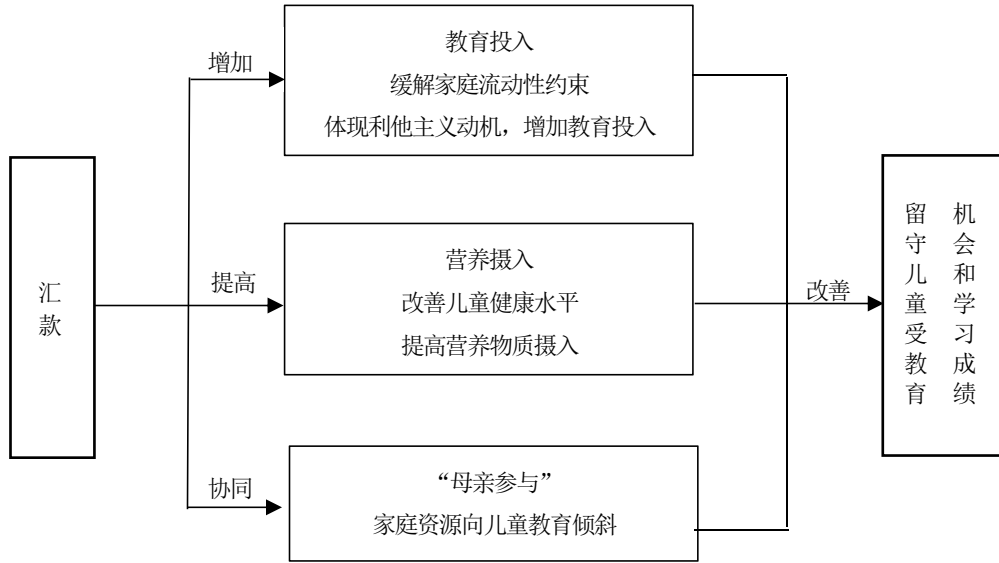


图1 农民工汇款对留守儿童受教育机会和学习成绩影响的分析框架

三、数据来源、变量选取和模型构建

（一）数据来源和样本选择

本研究所用数据是中国家庭追踪调查数据（China Family Panel Studies，以下简称“CFPS”）。CFPS是北京大学中国社会科学调查中心开展的一个全国性、大规模、多学科的社会跟踪调查项目，调查范围涵盖全国25个省（区、市），包括个体、家庭、社区3个层次。项目每两年进行一次调查，目前共发布了完整的五期数据。本文基于CFPS2010—2018年的五期数据进行研究，并对CFPS初始数据进行如下处理：第一，剔除了个体样本中的城镇样本；第二，结合研究问题和定义筛选出3~18岁农村留守儿童个体；第三，根据CFPS数据中的个人代码，匹配父母和家庭层面的数据；第四，剔除主要变量缺失的样本。本研究最终得到5842个有效样本。

学界普遍将留守儿童定义为外出务工农民托留在家乡，由父亲、母亲单方或其他亲属监护上学的适龄儿童（周福林和段成荣，2006）。本文结合联合国《儿童权利公约》第一条“儿童系指18岁以下

^① “母亲参与”包含母亲在儿童成长中的陪伴、照料以及参与家庭资源分配的决策等，因此，打双引号以示区别。

任何人，除非对其适用之法律规定成年人年龄低于 18 岁”的规定^①，将由父亲、母亲单方或其他亲属监护且正在接受教育的 3~18 岁的未成年人界定为留守儿童。

（二）变量选取和描述性统计分析

1.被解释变量。本文的被解释变量为留守儿童的受教育机会和学习成绩。留守儿童受教育机会变量在 CFPS 少儿问卷中对应的问题以及选项赋值是“你现在是否上学？（是=1，否=0）”。不同于以往学者多使用考试分数作为儿童学习成绩的衡量指标，本研究选择留守儿童的班级成绩排名作为衡量留守儿童学习成绩的指标。该指标比单科分数更加全面客观，更能综合反映一个学生的学习成绩。班级排名在 CFPS 个人问卷中的对应问题是“最近一次大考（期中考试或期末考试）中，你在班级的排名大约为？”。相应选项为后 24%、后 51%~75%、前 26%~50%、前 11%~25%和前 10%，依次赋值为 1、2、3、4 和 5。学习成绩变量取值越大，留守儿童的成绩越好。处于这五个等级排名的样本占全样本的比例依次为 26.40%、28.20%、22.98%、12.19%和 10.23%，可见，留守儿童的学习成绩并不理想，班级成绩排名靠后的占多数。

2.核心解释变量。核心解释变量是汇款金额，对应 CFPS 家庭问卷中的问题为“过去 12 个月，您家所有外出务工的人总共寄回家或带回家多少钱？”。汇款金额^②以 2010 年为基期进行了平减，并取对数。总体上看，家庭成员外出务工汇款金额普遍较少，汇款金额为 0~5000 元的样本占比接近一半（49.70%），其中，无汇款样本占比为 28.65%。

3.控制变量。为了控制其他可能影响留守儿童受教育机会和学习成绩的因素，参考袁梦和郑筱婷（2016）的研究，本文选择个体特征变量（儿童性别、儿童年龄、是否为独生子女）、父母特征变量（父母年龄、父母受教育年限、受教育期望）和家庭特征变量（户主性别、家庭规模、家庭收入）作为控制变量。

4.中间机制变量。为了检验汇款金额对留守儿童受教育机会和学习成绩影响的 3 个作用机制，根据前文的分析，本文分别选取教育投入、营养摄入和“母亲参与”作为机制检验的中间机制变量。

相关变量的定义和描述性统计分析详见表 1。

表 1 变量定义和描述性统计分析

变量类型	变量名称	变量含义与赋值	均值	标准差
被解释变量	受教育机会	你现在是否上学？是=1，否=0	0.815	0.388
	学习成绩	最近一次大考（期中考试或期末考试）中，你在班级的排名大约为？后 24%=1，后 51%~75%=2，前 26%~50%=3，前 11%~25%=4，前 10%=5	2.513	1.743
解释变量	汇款金额	过去 12 个月，您家所有外出务工的人寄回家或带回家的资金金额（以 2010 年为基期进行平减，并取对数）	6.831	4.163

^① 《儿童权利公约》，<https://www.ohchr.org/zh/instruments-mechanisms/instruments/convention-rights-child>。

^② 汇款是指外出务工家庭成员对留守家庭的转移支付，不仅包括邮局汇款、银行转账等传统意义上的汇款，还包括微信转账、支付宝转账、手机银行转账等。

(续表 1)

个体特征变量	儿童性别	男=1, 女=0	0.530	0.499
	儿童年龄	儿童年龄(岁)	11.525	2.437
	是否独生子女	是否为独生子女? 是=1, 否=0	0.424	0.468
父母特征变量	父亲年龄	儿童父亲的年龄(岁)	39.044	5.331
	母亲年龄	儿童母亲的年龄(岁)	36.038	5.292
	父亲受教育年限	父亲的实际受教育年限(年)	6.795	3.605
	母亲受教育年限	母亲的实际受教育年限(年)	4.741	4.086
	受教育期望	孩子的期望受教育程度: 不必上学=1, 小学=2, 初中=3, 高中=4, 大专=5, 大学本科=6, 硕士=7, 博士=8	5.324	2.767
家庭特征变量	户主性别	家庭财务管理者的性别: 男=1, 女=0	0.554	0.497
	家庭规模	家庭总人数(人)	5.377	1.858
	家庭收入	过去 12 个月, 您家的实际总收入(元), 取对数	10.286	1.043
中间机制变量	教育投入	过去 12 个月, 您家孩子的教育支出(元), 取对数	4.849	2.580
	营养摄入	过去一周, 儿童高蛋白食物(肉、蛋、奶、豆、鱼)摄入的种类	1.220	1.613
	母亲参与	母亲是否在家: 是=1, 否=0	0.413	0.495

注: 由于调查指标调整, 2016 年和 2018 年的 CFPS 数据不包含营养摄入数据, 因此, 营养摄入变量数据实际上只包含 2010 年、2012 年和 2014 年数据。

(三) 模型构建和识别策略

被解释变量——受教育机会和学习成绩分别为二值变量和有序变量, 因此, 本文分别采用 Logit 模型和有序 Probit 模型进行回归。本文构建 Logit 模型如下:

$$\Pr(\text{Education} = 1 | X_{it}, \beta_1, \mu_i) = \Lambda(\mu_i + X_{it}'\beta_1) = \frac{e^{\mu_i + X_{it}'\beta_1}}{1 + e^{\mu_i + X_{it}'\beta_1}} \quad (1)$$

(1) 式中: $\Lambda(\cdot)$ 为逻辑分布的累积分布函数; 被解释变量为受教育机会; X_{it} 为解释变量向量, 包括汇款金额、个体特征变量、父母特征变量和家庭特征变量; β_1 为系数向量, μ_i 为个体效应。

参考邹薇和马占利(2019)的研究, 本文构建有序 Probit 模型如下:

$$Y_{it}^* = \alpha_i + X_{it}'\beta_2 + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$Y_{it} = j \Leftrightarrow \tau_{j-1} < Y_{it}^* \leq \tau_j \quad (3)$$

(2) 式和 (3) 式中: Y_{it}^* 为潜变量, 通常是不可观测的; Y_{it} 表示 t 时期受访个体 i 的学习成绩; τ_j 被称为切点; X_{it} 是模型的解释变量向量, 包括汇款金额、个体特征变量、父母特征变量和家庭特征变量; 参数 β_2 是系数向量; ε_{it} 是随机扰动项, 表示影响留守儿童学习成绩的其他不可观测因素,

本文设定其服从标准正态分布； α_i 反映个体异质性的随机效应。参考 Contoyannis and Li (2011) 等的研究，本文采用有序 Probit 随机效应模型进行实证分析。

根据前文分析，汇款金额主要通过教育投入、营养摄入和“母亲参与”3个路径影响留守儿童的受教育机会和学习成绩。借鉴余泳泽等(2020)和 Chen et al. (2020)的做法，本文构造如下机制检验模型：

$$M_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Remittances_{it} + \alpha_2 Controls_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

(4)式中： M_{it} 表示中间机制变量； $Remittances_{it}$ 为核心解释变量，表示汇款金额； $Controls_{it}$ 是一系列控制变量的集合，包括个体特征变量、父母特征变量和家庭特征变量； μ_i 表示个体效应； ε_{it} 表示随机扰动项。为检验教育投入、营养摄入和“母亲参与”3大作用机制，本文分别采用固定效应模型、有序 Probit 模型和 Logit 模型进行估计。

四、汇款对留守儿童受教育机会和学习成绩影响的实证结果

(一) 基准回归

根据 Hausman 检验结果，p 值小于 0.01，强烈拒绝原假设，因此，笔者选用 Logit 固定效应模型估计汇款金额对留守儿童受教育机会的影响，具体回归结果见表 2。根据表 2，汇款金额显著提高了留守儿童的受教育机会，汇款金额越多，越有助于增加留守儿童接受教育的可能性。汇款金额对留守儿童学习成绩也存在显著的正向影响，汇款金额增加能够促进留守儿童学习成绩的提高。家庭成员外出务工汇款对留守儿童的受教育机会和学习成绩都产生了显著的正向影响，有利于留守儿童的人力资本积累。

表 2 汇款金额对留守儿童受教育机会和学习成绩的影响

变量	受教育机会	学习成绩
汇款金额	0.0670** (0.0290)	0.0268*** (0.0078)
儿童性别		-0.2325*** (0.0644)
儿童年龄	-0.2605 (0.3892)	0.0330** (0.0154)
是否为独生子女	-1.1625*** (0.3208)	0.0480 (0.0736)
父亲年龄	-0.0493 (0.2024)	0.0093 (0.0099)
母亲年龄	0.8318*** (0.2964)	-0.0088 (0.0101)
父亲受教育年限		0.0225** (0.0091)

(续表 2)

母亲受教育年限		0.0149*
		(0.0082)
受教育期望	0.0512**	0.0124
	(0.0218)	(0.0078)
户主性别	0.9159***	-0.0339***
	(0.2587)	(0.0098)
家庭规模	0.0007	-0.0035
	(0.0868)	(0.0190)
家庭收入	0.1729	0.0313
	(0.1108)	(0.0344)
个体固定效应	控制	
时间固定效应	控制	
似然比检验	223.1500***	29.8600***
对数似然值	-237.6488	-2915.0186
观测值	5842	1837

注：①受教育机会方程采用固定效应的 Logit 模型进行估计，固定效应吸收了儿童性别和父母受教育年限等不随时间变化的变量的作用；②括号中为稳健标准误；③***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平。

(二) 稳健性检验

1. 内生性检验。考虑到家庭汇款金额与留守儿童教育可能存在双向因果的关系，本文采用工具变量法，选取“外出务工收入”变量作为汇款金额的工具变量进行回归，以克服可能存在的内生性问题^①。“外出务工收入”变量对应于 CFPS 调查问卷中的问题——“加上所有实物方面的福利或补贴，过去 12 个月，您家所有外出务工的人总共挣了多少钱？”。外出务工收入与汇款金额具有强相关性，满足工具变量有效性要求；家庭成员外出务工收入主要通过汇款影响留守儿童的受教育机会和学习成绩，而非直接影响留守儿童的受教育机会和学习成绩，满足工具变量的外生性要求。表 3 报告了采用工具变量法的估计结果。根据表 3，第一阶段 F 值均大于 10，说明不存在弱工具变量问题。采用工具变量法得到的估计结果与表 2 基准回归结果基本一致。因此，基准回归是稳健的，汇款金额对留守儿童受教育机会和学习成绩都存在显著的正向影响。

2. 替换关键变量。考虑到汇款金额和留守儿童学习成绩可能存在测量误差，笔者通过替换关键变量进行稳健性检验。笔者将基准回归中的核心解释变量汇款金额替换为汇款占比，即汇款金额占家庭年收入的比例。相较于汇款金额这一绝对指标，汇款占比作为相对指标更加客观。同时，笔者将被解释变量留守儿童学习成绩从班级排名替换为年级排名，考察汇款金额对留守儿童学习成绩的影响。表

^① “外出务工收入”作为汇款金额的工具变量并不算完美，因为外出务工收入可能反映无法观察到的外出务工人员的智力水平，而外出务工人员的智力水平又可能通过遗传等因素影响留守儿童的智力水平，导致工具变量与扰动项相关，影响研究结论的稳健性。

3 报告了替换关键变量重新进行估计的回归结果，可以看出，汇款占比对留守儿童受教育机会、学习成绩（班级排名）的影响和汇款金额对学习成绩（年级排名）的影响均与基准回归结果相似，这进一步表明本文基准回归结果的稳健性。

表 3 汇款金额对留守儿童教育的影响：工具变量法和替换关键变量的估计结果

变量	工具变量估计		替换变量估计		
	受教育机会	学习成绩	受教育机会	学习成绩 (班级排名)	学习成绩 (年级排名)
汇款金额	0.0479** (0.0435)	0.0354*** (0.0115)			0.0415*** (0.0080)
汇款占比			0.9842*** (0.3099)	0.2642*** (0.0759)	
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
个体固定效应	控制		控制		
时间固定效应	控制		控制		
似然比检验	211.7500***	21.5100***	371.6900***	28.6500***	24.6600***
对数似然值	-230.9248	-2780.5082	-273.9377	-1832.4742	-2913.9034
观测值	5842	1837	5842	1837	1837
第一阶段回归结果					
工具变量	0.9589*** (0.0265)	0.9308*** (0.0244)			
第一阶段 F 值	249.7800	37.6300			

注：①括号中为稳健标准误；②***和**分别表示 1%和 5%的显著性水平；③控制变量同表 2；④因篇幅限制，仅汇报关键解释变量的估计结果。

3.半参数估计。有序 Probit 模型假设残差 ε 服从标准正态分布，但这一假设在实际中很难满足，因此，本文借鉴 Stewart（2004）的半参数估计法来检验有序 Probit 模型估计结果的稳健性。半参数估计法是运用 Hermit 序列逼近残差未知的密度函数来模拟残差分布，从而对原有序 Probit 模型进行最大似然估计，并且 Gallant and Nychka（1987）证明此估计参数是一致的、残差服从渐近正态分布。为方便比较，表 4 给出了逼近阶数 k 分别为 2、3、4 和 5 时对应的半参数估计结果。根据表 4，在 k 的不同取值下的半参数估计结果与表 2 的回归结果基本一致，说明本文基准回归具有稳健性。同时，笔者对 $k > 2$ 的半参数模型估计结果与 $k = 2$ 时的模型（Probit 模型）估计结果^①进行似然比检验，检验结果均不显著，说明表 2 的有序 Probit 模型估计结果与半参数模型估计结果没有显著差异。因此，本文基准回归结果具有稳健性。

^① $k = 2$ 的半参数估计结果相当于有序 Probit 模型的回归结果。

表 4 半参数模型估计结果

变量	$k=2$	$k=3$	$k=4$	$k=5$
汇款金额	0.0226*** (0.0077)	0.0215*** (0.0076)	0.0227*** (0.0076)	0.0193*** (0.0074)
控制变量	控制	控制	控制	控制
似然比检验		2.4200	1.0100	0.7600
对数似然值	-2924.2418	-2922.1755	-2921.4432	-2921.2271
观测值	1837	1837	1837	1837

注：①括号中为稳健标准误；②***表示 1% 的显著性水平；③控制变量同表 2；④因篇幅限制，仅汇报关键解释变量的估计结果。

五、汇款影响留守儿童受教育机会和学习成绩的作用机制检验

根据前文汇款金额影响留守儿童受教育机会和学习成绩的分析框架，本文进一步从教育投入、营养摄入和“母亲参与”3个路径进行作用机制检验。表 5 报告了机制检验的估计结果。根据表 5，汇款金额均在 1% 统计水平上显著，且系数为正。首先，汇款金额越多，农村家庭留守儿童教育投入就越多，而教育投入对儿童受教育机会和学习成绩均存在显著的正向影响（梁在和李文利（2021））。因此，研究假说 1 得到验证。其次，汇款金额的增加有利于提高留守儿童的营养摄入水平，改善其健康状况，进而有助于提高其学习成绩。这与儿童健康水平的提高有助于改善儿童学习成绩（范子英等，2020）的研究结论基本一致。因此，研究假说 2 得到验证。最后，汇款金额的增加能够显著提高留守儿童母亲在家以及照料子女的可能性。母亲对儿童成长的重要性不言而喻，“母亲参与”儿童教育会对儿童受教育机会和学习成绩产生积极影响已成为学界共识。因此，研究假说 3 得到验证。总体上看，汇款通过增加儿童教育投入、提高儿童营养摄入以及促进“母亲参与”3个路径对留守儿童受教育机会和学习成绩产生积极影响。

表 5 汇款金额影响留守儿童教育的作用机制检验

变量	教育投入	营养摄入	“母亲参与”
汇款金额	0.0368*** (0.0173)	0.0218*** (0.0048)	0.0905*** (0.0275)
控制变量	控制	控制	控制
个体固定效应	控制		控制
时间固定效应	控制		控制
第一阶段 F 值	49.9700		
似然比检验		17.7500***	111.3800***
对数似然值		-2292.4695	-229.1719
观测值	5842	3597	5842

注：①括号中为稳健标准误；②***表示 1% 的显著性水平；③控制变量同表 2；④因篇幅限制，仅汇报关键解释变量的估计结果。

六、进一步讨论

（一）学习成绩异质性分析

为了考察汇款金额对留守儿童学习成绩的异质性影响，笔者进一步分析了汇款金额对处于班级成绩排名不同区间的留守儿童学习成绩的边际影响，表6汇报了边际效应的估计结果。表6中“下游”“中下游”“中游”“中上游”和“上游”的排名分组分别对应表1中留守儿童学习成绩变量赋值为1、2、3、4和5的分组。表6显示，汇款金额对留守儿童学习成绩的边际影响均在1%统计水平上显著。汇款金额每增加1%，能使留守儿童处于班级成绩排名“下游”和“中下游”的概率分别下降0.59%和0.31%，并使留守儿童处于班级成绩排名“中游”“中上游”和“上游”的概率依次上升0.18%、0.32%和0.40%^①。由此可见，增加汇款金额有助于提高留守儿童的学习成绩，其对班级成绩排名靠后的留守儿童学习成绩的提升作用更明显。

表6 汇款金额对留守儿童成绩排名的边际效应估计

变量	下游	中下游	中游	中上游	上游
汇款金额	-0.0059*** (0.0017)	-0.0031*** (0.0003)	0.0018*** (0.0002)	0.0032*** (0.0003)	0.0040*** (0.0011)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	485	518	422	224	188

注：①括号中为Delta-method标准误；②***表示1%的显著性水平；③控制变量同表2；④因篇幅限制，仅汇报关键解释变量的估计结果。

（二）受教育阶段异质性分析

《中华人民共和国义务教育法》明确规定“国家实行九年义务教育制度”，“凡年满六周岁的儿童，其父母或者其他法定监护人应当送其入学接受并完成义务教育”^②。中国6~15岁儿童所接受的学校教育^③是免费的，相比于其他年龄段（16~18岁）的儿童，处于义务教育阶段的留守儿童所需要的教育支出大幅减少。因此，本文研究了汇款金额对处于不同受教育阶段的留守儿童受教育机会和学习成绩的影响，结果如表7所示。可以看出，汇款金额对处于义务教育阶段的留守儿童受教育机会的影响不显著，但对处于非义务教育阶段的留守儿童受教育机会的影响显著。从学习成绩看，无论留守儿童处于何种受教育阶段，汇款金额对留守儿童的学习成绩都存在显著的正向影响，且对非义务教育阶段留守儿童的影响更大。出现这一现象的原因可能是：九年义务教育是国家统一实施的教育制度，所有适龄儿童都必须接受免费的义务教育，其受家庭经济条件的影响较小；而处于非义务教育阶段的留守儿童接受教育的状况在很大程度上依赖家庭的经济支持。因此，汇款金额对处于非义务教育阶段的留守

^①笔者还估计了汇款金额对留守儿童受教育机会影响的边际效应，结果表明，汇款金额每增加10%，留守儿童受教育机会可以提高0.015%。

^②参见《中华人民共和国义务教育法》，http://www.gov.cn/guoqing/2021-10/29/content_5647617.htm。

儿童受教育机会和学习成绩的影响更显著。

表 7 汇款金额对处于不同受教育阶段留守儿童受教育机会和学习成绩的影响

变量	义务教育阶段		非义务教育阶段	
	受教育机会	学习成绩	受教育机会	学习成绩
汇款金额	0.0778 (0.0793)	0.0105** (0.0102)	0.0633** (0.0934)	0.0380*** (0.0130)
控制变量	控制	控制	控制	控制
个体固定效应	控制		控制	
时间固定效应	控制		控制	
似然比检验	41.8700***	18.3800***	47.4600***	12.8200***
对数似然值	-44.1297	-1965.3454	-48.1246	-1013.4163
观测值	3339	1188	1655	649

注：①括号中为稳健标准误；②***和**分别表示 1%和 5%的显著性水平；③控制变量同表 2；④因篇幅限制，仅汇报关键解释变量的估计结果。

（三）留守类型异质性分析

父母均外出务工对留守儿童学习成绩的负面影响不太可能被家庭收入提高抵消，只有当父亲外出、母亲在家时，汇款才表现出对留守儿童教育的正向“收入效应”（陶然和周敏慧，2012；Cortes，2015）。考虑到留守类型对留守儿童受教育机会和学习成绩的异质性影响，本文将样本分为“仅父亲外出”“仅母亲外出”和“父母均外出”3种情况，考察汇款金额对留守儿童受教育机会和学习成绩的影响，结果如表 8 所示。可以看出，汇款金额只对“仅父亲外出”的留守儿童的受教育机会和学习成绩存在显著影响，而对“仅母亲外出”和“父母均外出”的留守儿童受教育机会和学习成绩的影响不显著。只有当母亲在家时，汇款金额才对留守儿童的受教育机会和学习成绩产生显著的正向影响。这进一步佐证了汇款在“母亲参与”留守儿童教育中发挥了重要的促进作用，验证了研究假说 3。同时这也表明，要充分发挥家庭汇款对留守儿童人力资本积累的促进作用，母亲参与很重要。

表 8 不同留守类型下汇款金额对留守儿童受教育机会和学习成绩的影响

变量	仅父亲外出		仅母亲外出		父母均外出	
	受教育机会	学习成绩	受教育机会	学习成绩	受教育机会	学习成绩
汇款金额	0.0691** (0.0618)	0.0288*** (0.0122)	0.0455 (0.0554)	0.0086 (0.0167)	0.0298 (0.0735)	0.0111 (0.0145)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
个体固定效应	控制		控制		控制	
时间固定效应	控制		控制		控制	
似然比检验	204.2200***	28.1300***	119.5900***	13.9200***	123.2300***	16.4400***
对数似然值	-181.8890	-2390.7732	-117.2018	-967.2520	-60.2499	-1490.5922
观测值	2417	901	2053	334	1372	602

注：①括号中为稳健标准误；②***、**分别表示 1%、5%的显著性水平；③控制变量同表 2；④因篇幅限制，仅汇

报关键解释变量的估计结果。

(四) 区域异质性分析

中国经济社会发展存在较大区域差异，区域差异是否会对本文研究结论产生影响？本文根据样本个体所在区域将样本划分为东部地区、中部地区、西部地区，考察汇款金额影响留守儿童受教育机会和学习成绩的区域异质性，结果如表 9 所示。根据表 9，相较于东部地区和中部地区，汇款金额对西部地区留守儿童受教育机会的影响更加显著；汇款金额对中部地区、西部地区留守儿童学习成绩的促进作用更加明显。这说明，汇款更有助于改善中国欠发达地区留守儿童的教育问题，原因可能是汇款对缓解欠发达地区农村留守家庭流动性约束的效果更显著。

表 9 汇款金额对不同区域留守儿童受教育机会和学习成绩的影响

变量	东部地区		中部地区		西部地区	
	受教育机会	学习成绩	受教育机会	学习成绩	受教育机会	学习成绩
汇款金额	0.0425 (0.0657)	0.0260 (0.0187)	-0.0510 (0.0560)	0.0289** (0.0145)	0.1394** (0.0538)	0.0280*** (0.0110)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
个体固定效应	控制		控制		控制	
时间固定效应	控制		控制		控制	
似然比检验	36.7100***	9.0700***	70.5000***	6.5500***	155.1000***	9.6500***
对数似然值	-57.8928	-592.3842	-66.8044	-882.0385	-83.7207	-1406.7307
观测值	1443	371	1884	583	2515	883

注：①括号中为稳健标准误；②***和**分别表示 1%和 5%的显著性水平；③控制变量同表 2；④因篇幅限制，仅汇报关键解释变量的估计结果。

(五) 性别异质性分析

受中国传统观念的影响，父母更愿意将家庭资源用于男童的教育，而相对忽视女童的教育（范子英，2020）。如果家庭教育支出存在性别偏好，那么，汇款金额对不同性别留守儿童受教育状况的影响可能存在差异。本文接下来考察汇款金额对不同性别留守儿童受教育机会和学习成绩的影响，结果如表 10 所示。从表 10 可以看出，相比于男童，汇款金额对女童受教育机会和学习成绩的正向影响更显著。造成这一性别差异的原因可能是：农村“重男轻女”的观念依然存在，当留守家庭子女较多或家庭收入较少时，留守女童的教育投资更容易被忽视，而汇款有助于缓解家庭流动性约束，增加对女童的教育投入，从而更有利于提高留守女童的受教育机会和学习成绩。

表 10 汇款金额对不同性别留守儿童受教育机会和学习成绩的影响

变量	男童		女童	
	受教育机会	学习成绩	受教育机会	学习成绩
汇款金额	0.0415 (0.0404)	0.0234** (0.0108)	0.0847** (0.0478)	0.0308*** (0.0115)
控制变量	控制	控制	控制	控制

(续表 10)

个体固定效应	控制		控制	
时间固定效应	控制		控制	
似然比检验	128.2200***	15.9300***	112.5900***	13.9300***
对数似然值	-123.6201	-1584.4069	-100.2309	-1319.2052
观测值	3134	863	2708	974

注：①括号中为稳健标准误；②***和**分别表示 1%和 5%的显著性水平；③控制变量同表 2；④因篇幅限制，仅汇报关键解释变量的估计结果。

七、结论与启示

本文利用 2010—2018 年 CFPS 数据，实证分析了汇款金额对留守儿童受教育机会和学习成绩的影响。研究发现：汇款金额对留守儿童的受教育机会和学习成绩都存在显著的正向影响，增加汇款金额有助于增加留守儿童接受教育的可能性，并提高留守儿童的学习成绩。汇款金额增加主要通过教育投入、营养摄入和“母亲参与”3 个机制改善留守儿童的受教育机会和学习成绩。进一步的异质性研究发现，汇款金额对留守儿童受教育机会和学习成绩的影响存在学习成绩、所处受教育阶段、留守类型、区域以及性别异质性。具体而言：增加汇款金额对班级成绩排名靠后的留守儿童学习成绩的提升效果更加明显，对处于非义务教育阶段以及欠发达地区留守儿童的受教育机会和学习成绩的改善作用更为显著；相比于母亲不在家，增加汇款金额对母亲在家的留守儿童的学习成绩的正向影响更明显；相比于男童，增加汇款金额更有助于改善留守女童的受教育机会和学习成绩。

基于以上分析，本文提出如下两点政策启示：在家庭层面，农村家庭应重视提高对留守儿童的教育投入，通过增加汇款改善留守儿童受教育状况，提升农村家庭内生发展能力，持续巩固拓展脱贫攻坚成果。在宏观层面，考虑到留守儿童教育问题和农村家庭人力资本积累、教育代际传递以及社会阶层固化等紧密相关，政府应积极推动基本公共服务供给由注重户籍人口向注重常住人口转变，降低进城务工人员随迁子女城市入学门槛，让农村儿童平等享受城市教育资源，使留守儿童不再“留守”。此外，农村儿童教育政策的目标应从“控辍保学”向促进留守儿童人力资本积累转变。在实施乡村振兴战略时，地方政府应更加重视留守儿童的教育问题，提高留守儿童教育投入，完善留守儿童教育体系，促进基本公共教育服务均等化。

参考文献

1. 范子英，2020：《财政转移支付与人力资本的代际流动性》，《中国社会科学》第 9 期，第 48-67 页、第 205 页。
2. 范子英、高跃光、刘畅，2020：《营养干预、健康与教育——基于国家营养改善计划的研究》，《财贸经济》第 7 期，第 21-35 页。
3. 顾和军、刘云平，2013：《非农就业、母亲照料与中国农村儿童教育》，《华南农业大学学报（社会科学版）》第 2 期，第 114-119 页。

- 4.韩保庆、王胜今、张敬霞, 2021: 《童年时期父母外出对受教育水平的影响——基于中国家庭追踪调查的实证研究》, 《南方人口》第4期, 第1-11页。
- 5.胡枫、史宇鹏, 2013: 《农民工汇款与输出地经济发展——基于农民工汇款用途的影响因素分析》, 《世界经济文汇》第2期, 第80-95页。
- 6.胡枫、史宇鹏、王其文, 2008: 《中国的农民工汇款是利他的吗? ——基于区间回归模型的分析》, 《金融研究》第1期, 第175-190页。
- 7.李强, 2001: 《中国外出农民工及其汇款之研究》, 《社会学研究》第4期, 第64-76页。
- 8.李庆海、孙瑞博、李锐, 2014: 《农村劳动力外出务工模式与留守儿童学习成绩——基于广义倾向得分匹配法的分析》, 《中国农村经济》第10期, 第4-20页。
- 9.梁在、李文利, 2021: 《从留守经历的视角分析农村儿童家庭教育投入》, 《人口学刊》第1期, 第37-52页。
- 10.刘华、于爱华、王琳, 2020: 《随迁对农民工子女学业成绩影响的实证研究——基于PSM和家校教育的视角》, 《湖南农业大学学报(社会科学版)》第6期, 第74-83页。
- 11.秦敏、朱晓, 2019: 《父母外出对农村留守儿童的影响研究》, 《人口学刊》第3期, 第38-51页。
- 12.史耀疆、王欢、罗仁福、张林秀、刘承芳、易红梅、岳爱、Scott Rozelle, 2013: 《营养干预对陕西贫困农村学生身心健康的影响研究》, 《中国软科学》第10期, 第48-58页。
- 13.陶然、周敏慧, 2012: 《父母外出务工与农村留守儿童学习成绩——基于安徽、江西两省调查实证分析的新发现与政策含义》, 《管理世界》第8期, 第68-77页。
- 14.汪三贵、曾俊霞、史耀疆、罗仁福、张林秀, 2012: 《西部贫困地区小学生健康与教育性别差异研究》, 《农业技术经济》第6期, 第4-14页。
- 15.王静曦、周磊, 2020: 《贫困补助能提高义务教育学生的人力资本吗?》, 《中国软科学》第7期, 第65-76页。
- 16.杨菊华、段成荣, 2008: 《农村地区流动儿童、留守儿童和其他儿童教育机会比较研究》, 《人口研究》第1期, 第11-21页。
- 17.余泳泽、郭梦华、胡山, 2020: 《社会失信环境与民营企业成长——来自城市失信人的经验证据》, 《中国工业经济》第9期, 第137-155页。
- 18.袁梦、郑筱婷, 2016: 《父母外出对农村儿童教育获得的影响》, 《中国农村观察》第3期, 第53-63页、第96页。
- 19.赵晨晓、董志勇, 2021: 《父母外出务工与农村留守儿童健康——基于CFPS微观证据的考察》, 《湖北社会科学》第2期, 第59-65页。
- 20.周福林、段成荣, 2006: 《留守儿童研究综述》, 《人口学刊》第3期, 第60-65页。
- 21.邹薇、马占利, 2019: 《家庭背景、代际传递与教育不平等》, 《中国工业经济》第2期, 第80-98页。
22. Azizi, S., 2018, "The Impacts of Workers' Remittances on Human Capital and Labor Supply in Developing Countries", *Economic Modelling*, 75(11): 377-396.
23. Chen, Y., Z. Fan, X. Gu, and L. A. Zhou, 2020, "Arrival of Young Talent: The Send-Down Movement and Rural Education in China", *American Economic Review*, 110(11): 3393-3430.
24. Contoyannis, P., and J. Li, 2011, "The Evolution of Health Outcomes from Childhood to Adolescence", *Journal of Health*

Economics, 30(1): 11-32.

25. Cortes, P., 2015, “The Feminization of International Migration and Its Effects on the Children Left Behind: Evidence from the Philippines”, *World Development*, 65(1): 62-78.

26. Dang, H. A., Y. Huang, and H. Selod, 2020, “Children Left Behind in China: The Role of School Fees”, *IZA Journal of Development and Migration*, 11(1): 1-29.

27. Desai, S., and M. Banerji, 2008, “Negotiated Identities: Male Migration and Left-Behind Wives in India”, *Journal of Population Research*, 25(3): 337-355.

28. Fang, G. F., and Y. Zhu, 2022, “Long-term Impacts of School Nutrition: Evidence from China’s School Meal Reform”, *World Development*, 153(5), <https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2022.105854>.

29. Gallant, A. R., and D. W. Nychka, 1987, “Semi-Nonparametric Maximum Likelihood Estimation”, *Econometrica*, 55(2): 363-390.

30. Mishra, K., O. Kondratjeva, and G. E. Shively, 2022, “Do Remittances Reshape Household Expenditures? Evidence from Nepal”, *World Development*, 157(9), <https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2022.105926>.

31. Lucas, R. E. B., and O. Stark, 1985, “Motivations to Remit: Evidence from Botswana”, *Journal of Political Economy*, 93(5): 901-918.

32. Mu, R., and D. V. D. Walle, 2011, “Left Behind to Farm? Women's Labor Re-allocation in Rural China”, *Labour Economics*, 18(supplement 1): 83-97.

33. Pickbourn, L., 2016, “Remittances and Household Expenditures on Education in Ghana’s Northern Region: Why Gender Matters”, *Feminist Economics*, 22(3): 74-100.

34. Shree, A., and M. R. N. Murthy, 2021, “Impact of Malnutrition on Scholastic Performance among School Children in Mysuru”, *Clinical Epidemiology and Global Health*, 11(1), <https://doi.org/10.1016/j.cegh.2021.100780>.

35. Stewart, M. B., 2004, “Semi-nonparametric Estimation of Extended Ordered Probit Models”, *The Stata Journal*, 4(1): 27-39.

36. Tong, Y., F. Chen, and B. Shu, 2019, “Spousal Migration and Married Adults' Psychological Distress in Rural China: the Roles of Intimacy, Autonomy and Responsibility”, *Social Science Research*, 83(9), <https://doi.org/10.1016/j.ssresearch.2019.06.003>.

37. Yang, G., and C. Bansak, 2020, “Does Wealth Matter? An Assessment of China’s Rural-urban Migration on the Education of Left-Behind Children”, *China Economic Review*, 59(2), <https://doi.org/10.1016/j.chieco.2019.101365>.

38. Zhang, H., 2017, “Opportunity or New Poverty Trap: Rural-urban Education Disparity and Internal Migration in China”, *China Economic Review*, 44(7): 112-124.

(作者单位: ¹ 南京师范大学商学院;

² 上海交通大学安泰经济与管理学院)

(责任编辑: 光明)

The Impact and Mechanism of Migrant Workers' Remittances on Educational Performance of Left-behind Children in Rural Areas: An Empirical Analysis Based on CFPS Data

PENG Xiaohui FU Yuchen SHI Qinghua

Abstract: This article constructs a theoretical framework of analysis on the impact of remittances on educational opportunities and academic performance of left-behind children. By using the data of the China Family Panel Studies (CFPS) with Logit model and Ordered Probit models, the study empirically analyzes the impact of migrant workers' remittances on the educational opportunities and academic performance of rural left-behind children and its mechanism. The study finds that remittances have a significant impact on the educational opportunities and academic performance of left-behind children. The increase of remittances not only helps increase educational opportunities of left-behind children, but also significantly improves their academic performance. Mechanism analysis shows that remittances mainly affect the educational opportunities and academic performance of left-behind children through three channels, namely, education investment, nutrition intake and mother participation. Further heterogeneity analysis also finds that remittances have a more significant effect on the performance of left-behind children with poor academic performance. The impact on left-behind children's educational opportunities and academic achievements in the non-compulsory education stage and underdeveloped areas is more significant. Compared with the impact on the left-behind children whose mothers are not at home, positive impact of increasing the amount of remittances is more obvious on the educational opportunities and academic performance of the left-behind children whose mothers are at home. From the perspective of gender differences, positive impact of increasing the amount of remittances is more obvious on the educational opportunities and academic performance of left-behind girls than that of boys. The conclusions of this study have important reference significance for improving the educational status of left-behind children, promoting the accumulation of their human capital and improving the endogenous development ability of families of left-behind children in rural areas.

Key words: Migrant Workers' Remittance; Left-behind Child; Educational Opportunity; Academic Performance; Educational Investment