

# 基于中国家庭追踪调查(CFPS) 2020与2022视角 下家庭收入对孩子受教育程度的影响

苑知惠

中国航油集团资产管理有限公司, 北京

收稿日期: 2026年3月3日; 录用日期: 2026年3月23日; 发布日期: 2026年4月9日

## 摘要

教育是人力资本形成与机会平等的核心。本文利用中国家庭追踪调查(CFPS) 2020年与2022年两期数据, 考察家庭收入与子代受教育年限之间的关系, 并比较城镇与农村家庭的差异。本文采用包含省份固定效应的OLS模型, 并控制个体与家庭特征。结果表明, 家庭收入越高, 子代受教育年限越长; 在加入家庭层面控制变量后, 农村地区的收入-教育梯度更大。父母受教育程度也与子代受教育程度显著正相关。进一步地, 本文使用交互项模型检验父亲受高等教育是否会调节收入对受教育年限的影响, 但该调节效应并不稳健。研究结论为缩小城乡教育差距、促进教育机会公平的公共政策制定提供了实证依据。

## 关键词

家庭收入, 受教育程度, 城乡差距, 代际传递, CFPS

## The Impact of Household Income on Children's Education Levels from the Perspective of the China Family Panel Studies (CFPS) 2020 and 2022

Zhihui Yuan

China National Aviation Fuel Group Asset Management Co., Ltd., Beijing

Received: March 3, 2026; accepted: March 23, 2026; published: April 9, 2026

## Abstract

Education is central to human-capital formation and equality of opportunity. Using the 2020 and

文章引用: 苑知惠. 基于中国家庭追踪调查(CFPS) 2020 与 2022 视角下家庭收入对孩子受教育程度的影响[J]. 统计学与应用, 2026, 15(4): 64-72. DOI: 10.12677/sa.2026.154071

**2022 waves of the China Family Panel Studies (CFPS), this paper examines the relationship between household income and children's years of schooling and assesses differences between urban and rural households. We estimate OLS models with province fixed effects and controls for individual and family characteristics. Higher household income is associated with longer schooling, and the income-education gradient is larger for rural households once family controls are included. Parental schooling is also strongly associated with children's educational attainment. We further explore whether paternal higher education moderates the income-schooling relationship using an interaction specification, but the moderating pattern is not robust. The research conclusions provide empirical evidence for the formulation of public policies to narrow the urban-rural education gap and promote equal educational opportunities.**

## Keywords

**Household Income, Educational Attainment, Urban-Rural Gap, Intergenerational Transmission, CFPS**

Copyright © 2026 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

受教育程度是人力资本形成的基石，不仅影响个体一生的发展轨迹，也在很大程度上塑造一个国家劳动力整体素质。经典人力资本理论指出，教育投资能够显著提升个体生产率并带来可观的收入回报，进而影响劳动力市场表现与长期收入分配格局[1]。在中国快速社会经济转型背景下，国家在普及义务教育、扩大高等教育规模与提升公共教育投入方面取得明显进展，但教育不平等依然是一个不容忽视的突出挑战[2]。这种不平等体现在多个维度：既包括城乡之间教育资源配置与教育获得机会的差异[3]-[5]，也包括不同社会经济地位家庭子女在教育机会、教育选择与教育结果上的系统性分化[6]-[8]。

家庭作为最基本的社会单元，在塑造子女教育结果方面发挥着关键作用。既有研究表明，家庭背景对教育获得的影响不仅存在于义务教育阶段，在高等教育机会、受教育年限以及毕业后的就业回报上也会持续显现[9] [10]。其中，家庭资源被认为是家庭背景影响教育获得的重要机制之一：经济资源差异会直接影响子女可获得的学习投入(如更高质量的课外辅导、教育材料以及数字化学习工具等)，并通过改变家庭在教育上的“支付能力”与“选择集合”，影响子女是否继续深造以及教育层级的选择[11]。同时，父母受教育程度、文化资本与教育期望也会通过家庭教养方式、学习支持与信息获取优势等渠道塑造子女的学习环境与学业动机[12]；在更高教育阶段，家庭对子女教育路径的规划、对高等教育体系的理解以及对教育收益的预期，也会进一步影响升学决策与教育持续性[13]。

大量研究从不同视角对家庭背景与子女教育结果之间的关系进行了检验，并逐步将研究焦点从单一的经济资源扩展到更广义的“家庭资本”(经济资本、人力资本、社会资本与政治资本等)。例如，关于教育代际传递与家庭资本的研究发现，父母教育、社会网络等因素会显著影响子女教育获得，并与社会分层机制相互嵌套[7] [10]；父母政治资本与人力资本也可能通过影响教育期望与资源配置等机制，作用于子女深造意愿[6]。在国际经验方面，基于收养等识别策略的研究为区分“先天-后天”渠道提供了证据，强调家庭环境与养育投入在教育代际传递中的重要性[8]；而利用义务教育改革等准自然实验的研究进一步揭示了代际教育传递的中介渠道与制度因素的作用[9]。

此外，城乡教育机会与教育结果差异也是解释中国教育不平等的重要维度。既有研究指出，城乡差

异与地方制度安排、劳动力市场结构以及公共服务供给不均衡密切相关：城市地区通常拥有更完善的学校设施、更高素质的教师队伍以及更有利的教育生态，而农村地区往往面临教育资源短缺与基础设施不足，从而影响教育获得与教育收益，并可能通过收入增长的城乡分享机制强化不平等[5]。与此相呼应，基于 CFPS 等数据的研究显示，我国教育代际传递在城乡之间存在显著差异，家庭背景对教育获得的影响在不同地区呈现出不同的强度与路径[3] [10]；同时，教育获得差异也会进一步影响代际流动与机会平等[11]，并与农村贫困的代际传递机制相互交织[12]。从更宏观的分配视角看，教育投入与受教育程度对缩小收入差距具有重要意义，但不同类型教育投入的效果可能存在差异[13]。

在此背景下，本文拟基于中国家庭追踪调查(CFPS)的全国代表性微观数据，为家庭收入 - 教育获得关系及其城乡异质性提供更新且更为严谨的经验证据。本文以受教育年限作为直观且量化的教育获得指标，便于对教育结果进行精确刻画。在控制个体特征(如性别、年龄)、家庭结构(如兄弟姐妹数量)以及省份固定效应的基础上，估计家庭收入与受教育年限之间的关联，力求识别家庭收入的独立影响。进一步地，本文对城乡子样本进行比较，检验收入 - 教育关系是否因地理位置而异，从而揭示城乡教育流动差距的可能来源[3] [5] [10]。最后，本文通过引入交互项考察“父亲高学历”这一家庭人力资本特征的异质性作用，检验父亲较高受教育程度是否会调节家庭收入对子代受教育年限的影响，以更细致地揭示家庭资本内部不同维度的交互机制[6] [7] [10]。理解家庭资源与受教育程度之间的复杂关系，对于制定旨在减少机会不平等、促进代际流动的公共政策具有重要意义[14] [15]。

## 2. 模型

本文估计如下基准模型：

$$\text{School}Y_i = \beta_0 + \beta_1 \ln(\text{Income}_i) + \alpha_1 \text{Male}_i + \alpha_2 \text{Age}_i + \alpha_3 \text{Rural}_i + \alpha_4 \text{Siblings}_i + \alpha_5 \text{Fedu}_i + \alpha_6 \text{Medu}_i + \mu_p + \varepsilon_i$$

其中， $\text{School}Y_i$  表示子代的受教育年限， $\text{Income}_i$  为家庭年收入的自然对数， $\text{Male}_i$  为性别虚拟变量， $\text{Age}_i$  是年龄， $\text{Rural}_i$  表示农村户籍/农村身份， $\text{Siblings}_i$  为家庭子女数量， $\text{Fedu}_i$  和  $\text{Medu}_i$  分别为父亲和母亲的受教育年限， $\mu_p$  表示省份固定效应。为考察收入与受教育程度之间的关系是否因父亲受教育水平而异，我们定义一个虚拟变量  $\text{HighFedu}_i$  当父亲的受教育程度为“高”(即高等教育及以上，按数据中的操作性定义)时取值为 1，并估计如下模型：

$$\text{School}Y_i = \beta_0 + \beta_1 \ln(\text{Income}_i) + \beta_2 [\ln(\text{Income}_i) \times \text{HighFedu}_i] + X_i' \gamma + \mu_p + \varepsilon_i$$

其中，包含与基准模型相同的个体与家庭控制变量。所有回归均采用普通最小二乘法(OLS)估计，标准误在省份层面进行聚类处理。

## 3. 数据

### 3.1. 数据来源

本文使用的数据来自中国家庭追踪调查(CFPS) 2020 年与 2022 年两期。CFPS 由北京大学社会科学调查中心(ISSS)组织实施，是一项具有全国代表性的纵向跟踪调查。CFPS 以严格的抽样设计和全面的数据收集著称，覆盖个体与家庭层面的多类社会经济特征。调查收集了详细的人口学信息(如年龄、性别、户籍身份等)、教育获得情况(如最高受教育程度与受教育年限)、家庭收入(涵盖多种收入来源)以及其他相关变量。

丰富的微观数据为考察家庭收入与子代受教育程度之间的关系提供了理想基础，也便于纳入多项控制变量以减少潜在混杂因素的影响。由于 CFPS 具有全国代表性，研究结果在更大范围的中国人群中具有较强的可推广性，从而提升了结论的外部有效性。

## 3.2. 样本构建

为确保分析结果的可靠性与有效性, 本文设置了若干样本筛选标准。首先, 将样本限定为 23 岁及以上个体, 以尽可能保证受教育年限已基本完成。其次, 为使家庭收入更能反映父母主要劳动年龄阶段的收入水平, 保留父亲处于法定劳动年龄(16~60 岁)的观测。对于多子女家庭, 为避免同一家庭内兄弟姐妹之间的相互依赖带来估计偏误, 本文每户仅保留一个子女观测。经过上述筛选, 并完成变量构造与数据清理(包括对缺失值与异常值的处理)后, 最终用于分析的样本量为 2218 个观测, 其中城镇样本 1532 个、农村样本 686 个, 从而能够对城乡子样本进行有意义的比较分析。

## 3.3. 变量定义

### 3.3.1. 受教育程度(因变量)

受教育程度是本文的核心因变量。本文使用“受教育年限”作为连续型指标, 并依据 CFPS 教育信息、按照中国教育制度的标准学制将其构造得到。

### 3.3.2. 家庭收入(核心解释变量)

家庭收入为本文的核心解释变量。为降低收入分布的偏态并减弱极端值的影响, 本文按照常见做法对家庭收入取自然对数。

### 3.3.3. 控制变量

为识别家庭收入对子代受教育程度的独立影响, 本文控制了子代性别、年龄、城乡(农村)指示变量、家庭子女数量、父亲与母亲的受教育年限, 并纳入省份固定效应。

## 3.4. 描述性特征

描述性统计显示, 子代受教育年限、家庭收入以及父母受教育程度均存在明显的城乡差异。城镇子代的受教育年限与家庭收入显著高于农村子代: 城镇地区的平均受教育年限为 13.85 年, 而农村地区为 11.08 年; 家庭收入(对数)城镇为 11.62、农村为 11.00, 两者差异均达到统计显著水平。

城镇父母的受教育程度也显著更高: 城镇父亲平均受教育年限为 9.52 年, 农村为 6.65 年; 城镇母亲为 8.91 年, 农村为 5.18 年。与之相对, 农村家庭平均子女数量更高(1.76 vs 1.23), 且男性比例也更高(0.64 vs 0.56)。上述描述性结果表明, 地理位置与家庭背景共同影响子代教育结果, 也为下文的多元回归分析提供了动机与背景(如表 1)。

**Table 1.** Test of demographic differences between urban and rural areas

**表 1.** 关于城乡人口差异的测试

Variable	All samples	Urban sample	Rural sample	Difference
Children's years of schooling	11.93	13.85	11.08	17.275***
Household income (log)	11.24	11.62	11.00	12.281***
Child gender (male = 1)	0.61	0.56	0.64	-3.463***
Child age	30.15	30.54	29.98	2.799***
Total number of children	1.60	1.23	1.76	-15.500***
Father's years of schooling	7.54	9.52	6.65	16.240***
Mother's years of schooling	6.33	8.91	5.18	19.731***

注: \* $p < 0.1$ , \*\* $p < 0.05$ , \*\*\* $p < 0.01$ 。

## 4. 结果

### 4.1. 主要结果：家庭收入与受教育年限

在逐步加入控制变量后的 OLS 估计结果显示，家庭收入与子代受教育年限均呈显著正相关。随着控制变量的逐步加入，家庭收入系数的估计值有所下降，表明收入与教育之间的原始相关关系中，有一部分可由与收入相关的个体特征和家庭背景因素解释。在纳入全部控制变量并加入省份固定效应的优选模型中，全样本的家庭收入系数为 0.299，且在统计上显著。

随后，本文分别在城镇与农村子样本中估计模型。在加入全部控制变量后，农村子样本的“收入-教育”梯度明显高于城镇子样本，城镇样本的系数为 0.232，而农村样本的系数为 0.583。这一结果表明，在农村情境下，额外的家庭资源更可能转化为相对更大的受教育年限提升。（如表 2 所示）

**Table 2.** Main regression results  
**表 2.** 主要的回归结果

<b>Panel A. Full sample</b> <b>面板 A. 完整样本</b>				
Variable	(1)	(2)	(3)	(4)
Household income (log)	0.603*** (0.057)	0.603*** (0.152)	0.602*** (0.160)	0.299** (0.111)
R <sup>2</sup>	0.048	0.048	0.073	0.224
Observations	2218	2218	2218	2218
<b>Panel B. Urban sample</b> <b>面板 B. 城市样本</b>				
Variable	(1)	(2)	(3)	(4)
Household income (log)	0.318*** (0.066)	0.318*** (0.113)	0.294** (0.113)	0.232** (0.098)
R <sup>2</sup>	0.014	0.015	0.051	0.121
Observations	1532	1532	1532	1532
<b>Panel C. Rural sample</b> <b>面板 C. 农村样本</b>				
Variable	(1)	(2)	(3)	(4)
Household income (log)	0.673*** (0.108)	0.673*** (0.142)	0.706*** (0.157)	0.583*** (0.163)
R <sup>2</sup>	0.052	0.053	0.065	0.142
Observations	686	686	686	686

注：\*p < 0.1, \*\*p < 0.05, \*\*\*p < 0.01。

### 4.2. 父亲受教育程度的异质性：交互项设定

在基准模型基础上加入了家庭收入与“父亲高学历”指示变量的交互项，结果显示，无论在全样本还是在城乡子样本中，交互项系数均较小，且未达到常规显著性水平。具体而言，全样本交互项系数为 0.017，城镇子样本为 0.074，农村子样本为 0.024。（如表 3）

**Table 3.** Interaction specification (heterogeneity by paternal education)  
**表 3.** 交互作用说明(父方教育水平异质性)

Full sample 完整样本	
Variable	Coefficient
Household income (log)	0.298** (0.113)
Household income × High paternal education	0.017 (0.033)
R <sup>2</sup>	0.225
Observations	2218
Urban sample 城市样本	
Variable	Coefficient
Household income (log)	0.231** (0.098)
Household income × High paternal education	0.074 (0.054)
R <sup>2</sup>	0.122
Observations	1532
Rural sample 农村样本	
Variable	Coefficient
Household income (log)	0.571*** (0.161)
Household income × High paternal education	0.024 (0.036)
R <sup>2</sup>	0.142
Observations	686

注: \* $p < 0.1$ , \*\* $p < 0.05$ , \*\*\* $p < 0.01$ 。

总体来看, 研究结果不支持“父亲高等教育在收入影响子代受教育年限的过程中发挥稳健调节作用”的结论。

#### 4.3. 稳健性检验：按年龄队列分组

本文通过将样本按年龄队列(28~38岁与23~28岁)分组来检验结果的稳健性。结果表明, 在两个年龄组中, 家庭收入与受教育年限之间的正相关关系仍然存在且具有统计显著性: 28~38岁组的收入系数为0.133, 23~28岁组的收入系数为0.360(如表4)。

**Table 4.** Robustness check (cohort-based subsamples)  
**表 4.** 稳健性检验(基于队列的子样本)

Variable	Age 28~38	Age 23~28
Household income (log)	0.133*** (0.089)	0.360*** (0.121)
R <sup>2</sup>	0.140	0.257
Observations	862	1539

注: \* $p < 0.1$ , \*\* $p < 0.05$ , \*\*\* $p < 0.01$ 。

该分组结果支持本文的核心发现, 即家庭收入与教育获得显著正相关, 并且这一结论并非由单一年龄组所驱动。

#### 4.4. 内生性与识别局限：OLS 估计的潜在偏误

尽管本文在 OLS 回归中纳入了省份固定效应，并控制了性别、年龄、城乡身份、家庭子女数量以及父母受教育年限等一系列可观测因素，但需要强调的是：本文的 OLS 结果更应被解释为“相关关系”，而非严格的因果效应。这主要源于家庭收入与子代受教育年限之间可能存在内生性问题，从而导致估计系数出现偏误。具体而言，至少包括以下三类风险：

第一，遗漏变量偏误。家庭收入可能与一些难以在数据中完全度量或未被纳入模型的因素共同决定子代教育，例如：家庭教育投入偏好与教育期望、父母非认知能力与社会资本、家庭所在社区的学校质量与教育资源可及性、以及子代早期健康与认知发展等。如果这些因素与家庭收入正相关，同时也会提高受教育年限，则 OLS 可能高估收入对教育的影响；反之亦然。

第二，反向因果与共同决定。尽管子代受教育主要发生在更早阶段，但在现实中，子代的教育成就与家庭经济状况可能存在动态互动：例如，子代更高的教育水平可能带来更强的就业能力或对家庭的经济支持，从而影响家庭收入的观测值；或者家庭收入与教育决策同时受到某些家庭冲击的共同影响。这些机制都可能使得收入系数并非纯粹的“收入→教育”的单向作用。

第三，测量误差。家庭收入变量在调查数据中往往存在一定程度的漏报、错报或波动性。若收入测量误差较为随机，通常会导致收入系数向零偏，从而低估真实影响；若测量误差与家庭特征系统相关，也可能引入方向不确定的偏误。

为缓解上述内生性问题，未来研究可在数据与变量条件允许的情况下尝试更强的识别策略。例如：(1) 使用工具变量法，寻找能够显著影响家庭收入但不直接影响子代教育(且仅通过收入渠道影响教育)的外生工具变量；(2) 使用滞后期家庭收入或更长期的收入均值来降低短期波动与反向因果风险；(3) 在面板结构充分的情况下引入家庭/个体固定效应，或基于政策冲击、地区经济波动等准实验设计进行识别。受限于本文现有数据整理与研究设计，本文主要报告 OLS 估计并提供充分的稳健性检验与分组对比结果，同时在解释结论时保持谨慎，将其定位为对收入 - 教育关系的经验证据补充。

## 5. 讨论

### 5.1. 与既有研究的定量比较与贡献定位

本文基于 CFPS 2020 与 2022 两期数据，采用包含省份固定效应与多维控制变量的 OLS 模型，发现家庭收入(取对数)与子代受教育年限存在显著正相关关系。在控制变量最为充分的模型中，全样本收入系数为 0.299，城镇样本为 0.232，农村样本为 0.583。这一结果与人力资本理论以及大量关于家庭背景与教育获得的研究结论方向一致：家庭经济资源越充足，越有能力通过学费、培训、教育信息与机会获取等渠道支持子女获得更长的受教育年限。从系数数量级来看，本文的估计表明：在其他条件不变的情况下，家庭收入提高与受教育年限增加之间存在稳定关联，且这种关联在农村更强。与既有文献相比，本文结果的一个突出特征是城乡异质性更为明显：在完全控制模型下，农村的收入 - 教育梯度显著高于城镇(0.583 vs. 0.232)。这一发现为“收入提升在资源更稀缺的环境中具有更高边际教育回报”的观点提供了更新证据，也提示在讨论教育机会公平时，不能仅关注平均效应，更需要强调收入效应在弱势地区的放大机制。需要指出的是，不同研究之间系数不可简单机械对比：样本选择(本文限定 23 岁及以上)、收入口径(对数收入)、教育指标(受教育年限而非学历等级)、控制变量集合以及固定效应设置都会影响系数数量级。因此，本文的贡献主要体现在：在较新的 CFPS 数据期次下，系统地呈现了收入 - 教育关系的稳定性、城乡差异以及在控制家庭背景后农村梯度更陡峭的特征，为后续采用更强因果识别策略的研究提供了可对照的基准结果。

## 5.2. 政策含义：面向农村低收入家庭的精准教育投资

本文的核心政策含义来自一个一致的实证事实：在控制多项个体与家庭特征后，农村地区的收入-教育梯度显著更陡峭(农村 0.583，高于城镇 0.232)。这意味着在农村等教育资源相对匮乏的环境中，增加家庭可支配资源更可能转化为受教育年限的实质提升，公共投入的边际效应也可能更高。因此，政策设计应更紧密地围绕“在农村低收入群体中最大化教育回报”的目标展开，重点包括：第一，面向农村低收入家庭加大“精准教育补贴”力度，例如扩大助学金覆盖面、提高补贴标准、将补贴与关键教育阶段(高中、中职到高等教育过渡)相衔接，以降低继续就学的直接成本与机会成本。第二，完善面向农村学生的“营养与健康支持”政策(如营养餐、健康筛查与必要的医疗保障衔接)。早期健康与营养改善能够提升学习效率与出勤率，是把收入支持转化为教育产出的关键渠道之一。第三，强化“供给侧办学条件改善”，包括提升乡村学校基础设施、师资质量与数字化教学资源供给，降低城乡教育资源差距。收入支持与教育供给改善需要协同推进：若农村地区学校质量不足，单纯提高收入可能难以充分转化为教育年限与教育质量的提升。第四，在县域层面完善教育信息与升学支持服务，特别是为农村家庭提供更可及的教育规划信息、奖助学金申请指导与职业教育/高等教育选择支持，减少信息约束导致的教育投资不足。综上，鉴于农村地区更高的收入——教育边际回报，公共资金应更多投向农村低收入群体的关键约束环节，通过“收入支持 + 教育供给改善 + 信息服务”的组合政策，提高教育机会公平并削弱代际不平等的固化趋势。

## 6. 结论

本文利用中国家庭追踪调查(CFPS) 2020 年与 2022 年两期数据，采用受教育年限这一精确且量化的指标，实证检验了家庭收入与子代受教育程度之间的关系。通过纳入省份固定效应的普通最小二乘(OLS)回归，控制了较为全面的混杂因素，包括个体特征(性别、年龄)、家庭结构(家庭子女数量、城乡户籍/身份)以及父母受教育程度等。

研究结果一致表明：家庭收入与子代受教育年限显著正相关，并且在加入上述控制变量后这一关系仍然稳健。值得注意的是，在控制变量最为充分的模型中，农村家庭的“收入-教育”梯度(0.583)明显高于城镇家庭(0.232)，这表明相较于城镇子女，农村子女在教育资源获取更受约束的情况下，收入提升可能带来更大的边际教育收益。此外，本文通过引入交互项进一步考察父亲高等教育(大专及以上学历)是否会调节家庭收入对受教育年限的影响，但结果未能在不同子样本中呈现一致且稳健的调节效应。

总体而言，研究结论凸显了家庭资源在塑造子代教育获得中的关键作用，尤其表明在相对不利的环境中，额外的经济资源可能具有更高的边际价值。因此，面向农村地区的针对性政策——例如提高农村家庭收入水平、降低继续教育的成本门槛(如学费补贴、改善农村教育基础设施等)——可能有助于缩小长期存在的城乡人力资本积累差距，并促进更加公平的教育机会。

## 参考文献

- [1] Mincer, J. (1974) *Schooling, Experience, and Earnings*. Columbia University Press.
- [2] Deng, Z. and Treiman, D.J. (1997) The Impact of the Cultural Revolution on Trends in Educational Attainment in the People's Republic of China. *American Journal of Sociology*, **103**, 391-428. <https://doi.org/10.1086/231212>
- [3] 王永强, 孙妍. 我国教育代际传递的城乡差异研究——基于中国家庭追踪调查(CFPS)的实证分析[J]. 北京师范大学学报(社会科学版), 2015(6): 59-67.
- [4] 文东茅. 家庭背景对我国高等教育机会及毕业生就业的影响[J]. 北京大学教育评论, 2005, 3(3): 58-63.
- [5] 郭剑雄. 公平教育、竞争市场与收入增长的城乡分享[J]. 陕西师范大学学报(哲学社会科学版), 2007, 36(4): 5-14.
- [6] 梁文艳, 范晓婷, 刘泽云. 父母的政治资本和人力资本对子女深造意愿的影响及传导机制——基于中介应和调

- 节效应的分析[J]. 教育与经济, 2016(3): 83-90.
- [7] 刘志民, 高耀. 家庭资本、社会分层与高等教育获得——基于江苏省的经验研究[J]. 高等教育研究, 2011, 32(12): 18-27.
- [8] Plug, E. and Vijverberg, W. (2003) Schooling, Family Background, and Adoption: Is It Nature or Is It Nurture? *Journal of Political Economy*, **111**, 611-641. <https://doi.org/10.1086/374185>
- [9] Piopiunik, M. (2014) Intergenerational Transmission of Education and Mediating Channels: Evidence from a Compulsory Schooling Reform in Germany. *The Scandinavian Journal of Economics*, **116**, 878-907. <https://doi.org/10.1111/sjoe.12063>
- [10] 丁维莉, 孙婧芳, 张丹丹, 等. 有其父必有其子吗? 中国教育代际传递规模与影响因素分析[J]. 劳动经济研究, 2019, 7(1): 32-51.
- [11] 丁延庆. 代际流动、教育收益与机会平等——基于微观调查数据的研究[J]. 经济科学, 2014(1): 65-74.
- [12] 张海峰, 高佩霞. 子代教育对中国农村贫困代际传递的影响——基于 CHIP2013 的实证分析[J]. 教育学术月刊, 2017(12): 26-32.
- [13] 顾浩. 教育投入与受教育程度对缩小收入差距的比较研究[J]. 经济统计学(季刊), 2018(2): 194-212.
- [14] James, J. (1996) Parenting for High Potential. *National Association for Gifted Children*, **2**, 13-15.
- [15] Anon (1964) Young Children. National Association for the Education of Young Children.