

分类号 _____
U D C _____

密级 _____
编号 10741

兰州财经大学

LANZHOU UNIVERSITY OF FINANCE AND ECONOMICS

硕士学位论文

论文题目 基于中国家庭追踪调查数据
的教育代际传递问题研究

研究生姓名: 朱舸嘉

指导教师姓名、职称: 管新帅 教授

学科、专业名称: 理论经济学 西方经济学

研究方向: 微观经济理论与政策

提交日期: 2024年6月5日

独创性声明

本人声明所呈交的论文是我个人在导师指导下进行的研究工作及取得的研究成果。尽我所知，除了文中特别加以标注和致谢的地方外，论文中不包含其他人已经发表或撰写过的研究成果。与我一同工作的同志对本研究所做的任何贡献均已在论文中作了明确的说明并表示了谢意。

学位论文作者签名： 朱丽嘉 签字日期： 2024年6月5日

导师签名： 管世坤 签字日期： 2024年6月5日

关于论文使用授权的说明

本人完全了解学校关于保留、使用学位论文的各项规定， 同意（选择“同意”/“不同意”）以下事项：

1. 学校有权保留本论文的复印件和磁盘，允许论文被查阅和借阅，可以采用影印、缩印或扫描等复制手段保存、汇编学位论文；

2. 学校有权将本人的学位论文提交至清华大学“中国学术期刊（光盘版）电子杂志社”用于出版和编入CNKI《中国知识资源总库》或其他同类数据库，传播本学位论文的全部或部分内容。

学位论文作者签名： 朱丽嘉 签字日期： 2024年6月5日

导师签名： 管世坤 签字日期： 2024年6月5日

Research on the Intergenerational Transmission of Education Based on China Family Panel Studies Data

Candidate: Zhu Gejia

Supervisor: Guan Xinshuai

摘 要

教育是阻断贫困代际传递的机制,也是促进代际流动和社会公平的重要工具。2022年党的二十大报告中提出“加快建设高质量教育体系”“促进教育公平”等。但随着教育规模的不断扩大和经济的快速发展,教育不公平的问题逐渐受到关注。教育代际传递不仅与教育机会公平和教育水平代际固化有关,还与社会阶层固化有着密切联系。因此,探讨我国教育代际传递现状、分析教育代际传递的影响因素以及机制具有重要的现实意义。

本文通过使用2020年中国家庭追踪调查(CFPS)数据,对我国的教育代际传递问题进行研究。本文首先使用教育代际传递系数和代际转换矩阵对我国教育代际传递现状进行测度,然后对父代受教育水平和子代教育之间的关系展开了实证分析,同时分析了性别、户口类型、区域、家庭规模和婚配模式对教育代际传递的影响,并且运用工具变量法去解决可能存在的内生性问题。最后进一步使用中介效应模型进行教育代际传递的机制分析,探讨父代如何将自身的教育优势传递给子代。

主要研究发现如下:(1)基于有序Probit估计、边际效应分析以及转换矩阵分析等研究发现父代教育对子代教育有显著的正向影响。父代受教育水平越高,子代获得高等教育的概率越大。对子代教育有显著影响的除了父代教育水平以外,还有子代年龄、子代性别、子代户口类型、区域、同胞数量。(2)随着时代的推进,个体平均受教育水平在提高,但教育代际传递总体趋势增加。(3)教育代际传递在不同性别、户口类型、区域、家庭规模以及婚配模式之间存在差异。具体表现为女儿的代际性高于儿子;农业户口的代际性高于非农业户口;西部地区高于中部和东部地区;非独生家庭高于独生家庭;教育同质性婚配家庭高于教育异质性婚配家庭。(4)教育代际传递的机制分析发现,父代受教育水平除了可以直接对子代教育产生影响外,还可以通过父代经济资本、父代社会资本和子代教育期望这三个中间机制间接对子代教育产生影响。与父代社会资本相比,父代经济资本和子代教育期望是教育代际传递中更为重要的机制。最后依据发现的问题,从促进教育机会公平和代际流动性的角度提出相关政策含义。

关键词: 教育代际传递 教育机会公平 传递机制 有序 Probit

Abstract

Education is a mechanism for interrupting the intergenerational transmission of poverty, and an important tool for promoting intergenerational mobility and social equity. The report of the Twentieth Party Congress in 2022 proposed "accelerating the construction of a high-quality education system" and "promoting equity in education", etc. However, the phenomenon of inequity in education has gradually attracted attention from all sectors of society with the expansion of education and rapid economic development. However, the phenomenon of educational inequality has gradually attracted the attention of all sectors of society with the expansion of the scale of education and rapid economic development. The intergenerational transfer of education is not only related to the fairness of educational opportunities and the intergenerational solidification of educational level, but also closely related to the solidification of social class. Therefore, it is of great practical significance to explore the current situation of intergenerational transmission of education in China and analyze the influencing factors and mechanisms of intergenerational transmission of education.

In this paper, we study the issue of intergenerational transfer of education in China by using data from the 2020 China Family Panel Studies (CFPS). The paper first uses the coefficient of intergenerational transmission of education and the intergenerational transition matrix to

measure the current status of intergenerational transmission of education in China, and then empirically analyzes the relationship between the education level of the father's generation and the education of the children's generation, and at the same time, it analyzes the effects of gender, hukou type, region, and family size on the intergenerational transmission of education, and tries to use the instrumental variable approach to solve the endogeneity problem that may exist. Finally, the mediation effect model is further used to conduct a mechanism analysis of intergenerational transmission of education, i.e., how the father's generation transmits its own educational advantages to the offspring.

The main findings are as follows: (1) Based on the results of ordered Probit estimation, marginal effect analysis and transformation matrix analysis, it is found that parents' education has a significant positive impact on children's education. The higher the education level of the parents, the greater the probability of the children to obtain higher education. In addition to the education level of the parents, the children's age, gender, household registration type, region and the number of compatriots have a significant impact on the children's education. (2) With the advance of time, the average education level of individuals is increasing, but the overall trend of intergenerational transmission of education increases. (3) The intergenerational transfer of education varies across gender, household type, region, and family size. Specifically, the

intergenerational nature of daughters is higher than that of sons; the intergenerational nature of agricultural hukou is higher than that of non-agricultural hukou; the western region is higher than that of the central and eastern regions; and non-only-child families are higher than only-child families. (4) The analysis of the mechanism of intergenerational transmission of education reveals that, in addition to directly influencing the education of the offspring, the level of education of the father's generation can also indirectly influence the education of the offspring through the three intermediate mechanisms of the father's generation's economic capital, the father's generation's social capital and the offspring's educational expectations. Compared with the father's generation's social capital, the father's generation's economic capital and children's educational expectation are more important mechanisms in the intergenerational transmission of education. Finally, based on the problems reflected in the findings, relevant policy implications are proposed from the perspectives of promoting equity in educational opportunities and intergenerational mobility.

Keywords: Intergenerational transfer of education; Equity in educational opportunities; Transmission mechanism; Ordered probit model

目 录

1 绪论	1
1.1 研究背景与意义.....	1
1.1.1 研究背景.....	1
1.1.2 研究意义.....	2
1.2 国内外相关文献综述.....	2
1.2.1 教育代际传递的相关研究.....	3
1.2.2 教育代际传递的测度.....	3
1.2.3 教育代际传递的影响因素.....	5
1.2.4 教育代际传递的机制.....	6
1.2.5 文献述评.....	7
1.3 研究内容与方法.....	8
1.3.1 研究内容.....	8
1.3.2 研究方法.....	9
1.3.3 技术路线图.....	10
1.4 可能的创新.....	10
2 理论分析及研究假设	12
2.1 教育的代际传递.....	12
2.2 教育代际传递的理论机制.....	12
2.2.1 父代经济资本.....	13
2.2.2 父代社会资本.....	14
2.2.3 子代教育期望.....	14
3 教育代际传递的测度	16
3.1 数据来源和变量说明.....	16
3.1.1 数据来源.....	16
3.1.2 变量说明.....	16
3.2 描述性统计.....	18
3.3 教育代际传递系数的测度.....	18

3.4 代际转换矩阵的测度.....	20
3.4.1 代际转换矩阵的构建.....	20
3.4.2 整体样本的转换矩阵分析.....	21
3.4.3 分性别的转换矩阵分析.....	23
3.4.4 分户口类型的转换矩阵分析.....	24
3.4.5 分区域的转换矩阵分析.....	25
3.4.6 分家庭规模的转换矩阵分析.....	28
4 教育代际传递及影响因素分析.....	30
4.1 模型构建.....	30
4.2 教育代际传递的实证分析.....	30
4.2.1 整体样本有序 Probit 回归分析.....	30
4.2.2 稳健性检验.....	34
4.2.3 内生性讨论.....	38
4.3 教育代际传递的影响因素分析.....	40
4.3.1 性别对教育代际传递的影响.....	40
4.3.2 户口类型对教育代际传递的影响.....	41
4.3.3 区域对教育代际传递的影响.....	41
4.3.4 家庭规模对教育代际传递的影响.....	41
4.3.5 婚配模式对教育代际传递的影响.....	42
5 教育代际传递的机制分析.....	44
5.1 数据来源与变量说明.....	44
5.2 模型构建.....	44
5.2.1 中介效应模型.....	44
5.2.2 Sobel 检验.....	45
5.2.3 Bootstrap 检验.....	45
5.3 教育代际传递机制的实证分析.....	46
5.3.1 父代经济资本的中介效应分析.....	46
5.3.2 父代社会资本的中介效应分析.....	47
5.3.3 子代教育期望的中介效应分析.....	48

5.4 稳健性检验.....	49
5.4.1 Sobel 检验.....	49
5.4.2 Bootstrap 检验.....	49
6 研究发现与政策含义.....	51
6.1 研究发现.....	51
6.2 相关政策含义.....	52
参考文献.....	54

1 绪论

1.1 研究背景与意义

1.1.1 研究背景

“治贫先治愚，扶贫先扶智。教育是阻断贫困代际传递的治本之策。”教育是民族振兴、社会进步的重要基石，是提高人民综合素质、促进人的全面发展的重要途径，是实现中华民族伟大复兴的重要决定因素。教育是民生更是国计，它不仅关乎我们个人生活，更关乎国家发展。因此教育公平就显得尤为重要。党的十九大报告提到“努力让每个孩子都能享有公平而有质量的教育。”随后，党的二十大报告中再次提到“加快建设高质量教育体系”“促进教育公平”等。教育公平不仅是社会公平的基础，也有机会公平的体现。

改革开放以来，我国坚持教育优先发展，加大教育建设的投资力度，加快建设高质量教育体系，我国在教育领域取得了显著的成就，人均受教育水平不断增长，教育普及水平有了历史性跨越。根据数据可知，2021年我国小学学龄儿童入学率为99.9%，小学升学率为99.3%，而初中升学率从1999年的49.5%上升至91.7%，人均受教育年限升至9.91年（《中国教育统计年鉴（2021）》）。但与此同时，教育的发展也面临着不平衡不充分的挑战。特别是，经济的快速发展，收入分配差距逐渐扩大，教育不公平现象也随之而来，父代受教育水平和家庭背景在子代教育中起到的作用越来越大，教育在代际传递中有固化的趋势。代际传递是指父代和子代之间经济特征的相关性，而教育代际传递现象反映出父代教育水平对子代教育水平的影响程度。这种代际传递性越强，就意味着代际流动性越低，在这种情况下，相对于家庭受教育水平低的子代，高教育水平家庭的子代能获得更多的教育机会。教育代际传递能反映出教育机会公平程度。随着人力资本的积累以及教育回报率的上升，教育对个人的收入和社会地位的影响越来越大，因此教育代际不平等不仅影响教育机会公平，还会进一步造成子代收入差距的扩大以及社会代际流动性下降。

综上所述，本文欲探讨教育代际传递问题，测度教育代际传递程度、分析教育代际传递的影响因素以及机制，使教育更有效的发挥促进代际流动，打破社会阶层固化的作用。

1.1.2 研究意义

(1) 理论意义

目前,在国内有关代际传递的研究主要侧重在收入层面,大多数研究将教育的代际传递作为中间机制来深入研究收入和职业的代际传递。有关教育代际传递的影响因素研究主要集中在城乡和区域视角,对教育代际传递的内在机制分析的研究较少。本文将在前人研究的基础上,利用 Probit 模型等系统分析子代特征、家庭背景等对教育代际传递的影响,丰富了教育代际传递领域的研究视角。同时,使用中介效应分析法探讨教育代际传递的机制,即父代如何将自身的教育优势传递给子代,进一步丰富了教育代际传递机制的实证研究。

(2) 现实意义

教育是人力资本积累的重要途径,并通过人力资本积累影响个人收入。因此当个体步入社会后,早期的教育机会不平等会逐步演变为在收入和社会地位方面的不平等。当教育代际传递较高时,父代受教育水平较低的子代获得更高教育的机会通常比高教育水平的子代要低,这就造成了教育代际不平等。此时,个体的教育和收入很大程度上受父代的影响,导致个体自我实现的需求难以得到满足,特别是低收入群体难以实现代际向上流动,从而进一步加剧社会的贫富差距,代际阶层固化。因此在收入差距逐渐扩大的情况下,研究教育代际传递问题具有一定的现实意义。此外,识别父代教育与子代教育之间具有因果关系,那么就可以通过教育政策促进代际流动。研究教育代际传递的影响因素以及内在机制,能够有助于制定更加有指向性的教育政策,促进教育机会公平,提高代际流动性,避免低收入家庭的贫困代际传递。

1.2 国内外相关文献综述

国内外关于教育代际传递的研究主要是在是否存在教育代际传递的现象、教育代际传递在不同维度的差异性、教育代际传递的影响因素以及机制分析等方面展开。本文也将从这几个方面对国内外文献进行梳理和总结。

1.2.1 教育代际传递的相关研究

在对代际传递的研究方面，Becker 和 Tomes（1979，1986）首次建立了代际传递的理论框架，随后不断有理论和实证的进展。社会学主要从职业以及社会阶层地位的角度对代际传递进行研究，而经济学则侧重从收入和人力资本（即教育和健康）的角度对代际传递进行研究。Solon（1999）把教育代际传递概括为子代的产出水平与其父代特征的相关性，并研究上一代人力资本积累对下一代人力资本的影响。国外关于教育代际传递的研究较早，且比较系统和全面。如 Treiman（1997）对 1989 年 21 个国家和 1993 年 26 个国家的数据分析发现，父亲的受教育年限对子代的受教育年限有正向影响，具体来说，父亲的受教育年限每增加一年，子代受教育年限增加 0.5 年。Behrman（2002）的研究也显示，父代的受教育水平与子代的受教育水平之间存在明显的正向关系。Marianne et al.（2003）从子代继续升学的视角研究发现，父亲或母亲的受教育年限每增加一年，子代的留级率将降低 2%-4%。国内也有很多学者对我国教育代际传递效应进行研究，如林莞娟和张戈（2015）以我国 1978 年至 1982 年的学制改革为工具变量对教育代际传递进行研究，发现父亲受教育年限每增加一年，子代受教育年限相应增加 0.36 年；母亲受教育年限每增加一年，子代受教育年限增加 0.59 年。李军和周安华（2018）使用 CFPS 数据库研究教育数量和质量的代际传递，发现教育不仅在数量上存在代际现象，质量上也同样存在，具体表现为父亲教育质量增加一年，子代进入重点大学和重点高中的概率分别提高 24.9%和 6.5%。

近些年还有一些学者开始针对高等教育代际传递问题进行研究。魏晓艳（2017）使用 CFPS 数据考察中国高等教育代际传递现象及影响因素时发现，中国存在着较为显著的高等教育代际传递现象。

1.2.2 教育代际传递的测度

已有大量文献证明教育代际传递的现象普遍存在，在此基础上，国内外学者对教育代际传递程度的测度展开了广泛研究。主要测度方法有两种，一是测度教育代际传递系数。始于 Becker 和 Tomes（1979）的收入代际传递测度方法，并将其迁移到教育代际传递理论中。收入代际传递的测度基础回归为

$\ln Y_{i,t} = \alpha + \beta \ln Y_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}$ ，其中 $Y_{i,t}$ 是子代的收入对数， $Y_{i,t-1}$ 是父代的收入对数， β 是该模型的关键参数，即“代际收入弹性”。 β 值越大说明父代与子代的收入相关性越高。由于教育在生命周期中能够相对较早的达到最终价值，因此使用该方法衡量教育代际传递比衡量收入代际传递容易。国内外很多学者使用该方法对教育代际传递进行了测度与分析。Hertz et al. (2008) 对多国的教育代际传递系数进行估计，发现教育代际传递程度在南美国家最高，美国和西欧次之，北欧国家的代际性最低。Daude (2011, 2015) 研究了拉美 18 个国家的教育代际传递问题，发现教育代际传递系数在 0.6 附近，即拉美国家的教育存在较高的代际传递性。Azam 和 Bhatt (2015) 对印度的教育代际传递趋势进行研究，发现印度的教育代际流动性有所提高，平均教育代际传递系数为 0.523。随着国内许多大范围的微观调查的开展和发展，国内许多学者也开始对我国教育代际传递进行测度。邹薇和马占利 (2019) 使用 CHNS 的微观数据估算我国的教育代际传递系数，具体结果为父亲的教育代际传递系数是 0.351，母亲的教育代际传递系数是 0.362。杨娟和何婷婷 (2015) 使用教育代际传递系数发现随着父亲受教育年限的增加，子代接受高等教育的概率增大。上述的这些研究大多使用受教育年限-受教育年限回归法，为了更加精确的对教育代际传递进行测度，一些学者开始使用代际次序系数法，即受教育年限排名-受教育年限排名的回归法。Jason 和 Joel (2018) 使用代际次序回归的方法，研究美国教育代际传递在不同时间和不同地区的变化特征。杨娟和赵心慧 (2022) 使用该方法对我国 2002-2018 年的教育代际传递趋势进行研究，发现教育代际传递性表现为逐年上升的趋势。

教育代际传递的另一种测度方法是代际转换矩阵法。由于代际传递系数是对代际传递程度的平均估计值，无法反映代际流动的方向等。因此基于马尔可夫流动矩阵的方法被运用到教育代际传递领域，教育代际转换矩阵可以衡量父代和子代所处教育等级的相对变化情况，是对教育代际传递系数的补充。罗楚亮和刘晓霞 (2018) 使用代际转换矩阵的方法对我国教育代际传递的特征、教育扩张对代际传递的影响进行研究。李修彪和黄乾 (2020) 根据历次 CGSS 微观数据计算得到多年的教育代际转换矩阵，研究我国教育代际传递趋势。

1.2.3 教育代际传递的影响因素

现有国内外文献中,影响教育代际传递的因素主要分为微观层面和宏观层面。微观个体因素包括性别、户籍、区域、家庭生育决策和民族等。性别方面,杜凤莲等(2019)估算了不同性别子代的教育代际传递系数,发现父母对女儿的代际系数大于对儿子的代际系数。霍雨佳(2022)研究发现我国农村地区的教育代际传递、流动方向以及流动程度均存在性别差异。户籍方面,国内很多学者从我国特有的户籍制度所导致的城乡二元分割的角度,来探讨其对教育代际传递的影响。孙永强和颜燕(2015)对我国教育代际传递的城乡差异研究发现,母亲教育背景对子代教育影响具有显著的城乡差异。林锦鸿(2021)基于CFPS数据研究发现教育代际传递系数在城乡之间具有显著差异,具体表现在起初城市的教育代际传递性高于农村,自1988年出生群组后,农村的代际传递性高于城市。区域方面,表现在不同国家或同一国家的不同地区间存在教育代际传递的差异。国内外很多文献研究发现教育代际传递具有区域的差异,更高的经济发展水平可能与更低的代际传递性有关。Chevalier(2003)对20个国家的调查数据进行分析,发现在教育回报率较高的国家,教育代际传递性较高,而在公共教育投入较多的国家,教育代际传递性较低。吕炜等(2020)通过对中国114个地级市代际传递的实证测度,发现中国各城市之间教育代际传递水平存在显著差异。家庭生育决策方面,Becker(1973)提出了数量质量替代假说,即随着机会成本的增加,家庭会选择减少生育数量以增加教育投资,提高子代的教育质量。孙猛和王昶(2021)在研究家庭资本对子代教育获得时发现,中国家庭的生育选择存在明显的质量数量替代现象,即家庭生育决策会对子代教育获得产生影响。民族方面,马梓(2014)比较分析了汉族和少数民族之间的教育代际水平差异,发现15-26岁的群体中少数民族的教育代际传递性高于汉族群体,26岁后与之相反。

对教育代际传递的宏观影响因素研究中,国内外文献主要考察社会背景以及政策制度对教育代际传递的影响。李春玲(2003)研究发现社会政治经济变迁和政府政策转变都会对教育机会分配不平等程度产生影响。李煜(2006)研究发现恢复高考后,家庭教育背景成为了改革初期教育不平等的主要原因;从1992年开始,随着社会的分化加深和市场化对教育制度的影响,高等教育中管理阶层的优势快速增长并逐步转化成其下一代的教育机会。关于政策对教育代际传递的影

响, Iannelli (2011) 在研究苏格兰教育扩张政策时发现, 教育扩招政策实施后教育的阶层差异仍然存在, 但促进了低层家庭子代的教育向上流动率。国内一些学者对中国 1999 年实施的高校扩招政策对教育代际传递的影响进行了探讨, 运用不同的数据得到了不同的结论。孙俊华和万洋 (2023) 认为扩招政策促进了教育代际流动水平, 相应降低了教育代际传递性, 但其效应主要体现在总体高等教育机会中。彭骏和赵西亮 (2022) 对《义务教育法》和高校扩招政策在教育代际传递中的影响进行了深入研究, 发现《义务教育法》和高校扩招均没有显著提高城镇家庭的教育代际流动性, 但显著提高了农村家庭的教育代际流动性。但也有学者持不同意见, 例如李春玲 (2010) 发现扩招政策并没有减少阶层、民族和性别间的教育机会差距, 反而加剧城乡教育的不平等。除此之外, 周华东等 (2023) 研究发现住房制度改革能够显著促进城镇居民的教育代际流动性。

1.2.4 教育代际传递的机制

(1) 父代基因遗传与教育代际传递

一般认为父代的教育背景可以通过先天基因遗传的途径影响子代受教育水平。受教育水平较高的父代可能是因为他们具有更高的智力水平, 而子代则可能通过遗传方式获得与生俱来的天赋, 从而进一步提高他们的教育水平。这方面的研究通常的方法是对比亲生子代与领养子代在教育代际上的差异, 以及双胞胎在教育代际上的不同。Behrman (2002) 使用美国某州双胞胎数据估算出教育代际传递系数为 0.47。这种方法被认为可以排除遗传等因素后父代教育对子代教育的因果效应。杜凤莲 (2019) 将样本按血缘关系划分后发现, 父代对亲生子代和非亲生子代都存在教育代际传递的现象。即先天和后天因素都会对子代教育的代际传递有影响。

(2) 经济资本与教育代际传递

综合国内外理论模型和实证研究可知, 父代受教育水平越高, 其经济资本往往越高, 对子代人力资本投资的意愿和能力也会提高, 从而子代受教育水平就会更高。Schultz (1990) 认为人力资本决定个体的收入和财富。因此父代的教育背景影响父代经济资本拥有量。影响人力资本投资决策的重要因素就是信贷约束, Thakurata (2018) 研究发现高教育背景的家庭所面临的信贷约束明显小于低教育

背景的家庭。李力行和周广肃（2015）研究发现信贷约束提升了教育代际传递性，因为信贷约束使低经济资本家庭难以对子代进行最优的教育投资，而富裕家庭则不受信贷约束的影响。Huang（2013）研究发现家庭经济资本增加会使父代与子代之间的教育代际性增强。还有一些学者研究了金融资产、房产等对教育代际传递的影响。孙永强等（2023）研究发现人力资本越高的家庭持有更多的金融资产，且家庭金融资产将加强人力资本代际传递特征。徐升艳和叶敏而（2021）使用CFPS数据研究发现房产价值能促进家庭的教育投入，进而影响子代的教育获得。父代经济资本不仅会影响父代对子代人力资本的投资能力，还会影响投资意愿。Climent（2008）通过构建世代重叠模型发现，受教育水平高的父代具有更高的生命预期，从而有更高的教育投资意愿。罗卫东等（2022）研究中指出信念在人力资本投资中发挥重要影响，受教育水平低的父代更容易低估人力资本的回报率。

（3）社会资本与教育代际传递

父代教育背景不仅能够通过经济资本影响子代教育，还能够将社会资本向子代的教育资源转化。李春玲（2003）以父亲职业来衡量社会资本，发现父亲的社会资本会对子代的教育获得产生影响。梁文艳和杜育红（2012）研究发现家庭资本对子代学业成就有着显著的正向影响。因此拥有更多社会资本的家庭能为子代争取到更优质的教育资源。李祥云和童泽峰（2022）将父代社会资本作为中介变量，实证结果表明父代社会资本是我国高等教育代际传递的主要内在机制。

（4）教育期望与教育代际传递

威斯康星模型首先将教育期望作为家庭背景与教育获得的中间变量并取得突破性成果，在此之后部分学者开始将教育期望引入教育代际传递的实证研究中。王甫勤和时怡雯（2014）基于上海市调查数据的实证分析发现，具有高等教育背景的父代对子代上大学的期望较高，并激发了子代上大学的期望，从而提升了子代获得大学教育的机会。即说明个人教育期望也是实现代际优势地位传递的一种工具。刘金典等（2023）通过中介效应模型分析发现，父代教育成就可以通过作用于教育期望间接对子代的学业成绩产生影响。

1.2.5 文献述评

综上所述，国外对教育代际传递的研究相对较早，在理论研究、教育代际传

递的测度以及影响因素和机制方面都比较系统和全面。国内相关研究起步较晚，早期关于代际传递的研究侧重于职业和收入方面，近些年关于教育代际传递问题的研究才逐渐变得更加丰富和多元。大量的文献为本文提供了非常有价值的参考，通过对文献的梳理和总结发现，目前关于教育代际传递的文献虽然较为丰富，但主要是从代际传递水平和趋势等方面，关于教育代际传递的影响因素也多集中在城乡和区域方面。且教育更多被视为收入代际的传递机制，而鲜少有文献对教育代际传递的内在机制进行实证分析。因此，本文将基于代际传递理论和人力资本理论等相关理论，对教育代际传递现状进行测度，并从多个视角分析教育代际传递的影响因素以及其内在机制。

1.3 研究内容与方法

1.3.1 研究内容

本文研究共分为六个部分，具体安排如下：

第一章，绪论。本章主要介绍本文的研究背景和研究意义，在此基础上进行教育代际传递相关的文献梳理，确定本文的研究思路与方法，最后阐述本文可能存在的创新点。

第二章，理论分析及研究假设。在对相关文献归纳总结的基础上，了解教育代际传递的研究现状，分析教育代际传递的理论机制，并基于理论机制分析，提出本文的研究假设。

第三章，教育代际传递的测度与分析。首先是对本文所使用的数据、变量进行说明，并且对其中的主要变量进行描述性统计。然后使用教育代际传递系数和转换矩阵的方法对教育代际传递进行测度，并分别从性别、户口类型、区域和家庭规模四个方面分析教育代际传递的现状和问题。

第四章，教育代际传递及影响因素的实证分析。主要采用 CFPS 数据运用有序 Probit 模型和边际效应分析父代受教育水平对子代教育的影响，同时通过使用有序 Logit 模型、代际次序回归和倾向得分匹配的方法对本部分做稳健性检验，使用工具变量法来解决可能存在的内生性问题。进一步采用分组回归，从性别、户口类型、区域、家庭规模和婚配模式五个方面分析影响教育代际传递的因素。

第五章，教育代际传递的机制分析。本章从父代经济资本、父代社会资本和子代教育期望三个角度来探讨教育代际传递的机制，分析父代受教育水平如何影响子代教育。

第六章，研究发现与政策含义。根据前文的理论和实证分析结果，得出研究发现。尝试从促进教育机会公平和代际流动性的角度提出相关政策含义。

1.3.2 研究方法

(1) 文献研究法：文章通过网络和图书馆文献查阅，对教育代际传递的相关文献进行了系统的梳理，并对这些文献中的重要发现、研究方法和核心结论进行总结，为后续的研究奠定基础，并为论文的写作提供思路。

(2) 理论分析法：在文献研究的基础上，运用理论分析的方法，系统的梳理和归纳与代际传递相关的理论，并构建本文的理论基础和机制分析，为后续的研究提供理论支撑。

(3) 定量分析法：运用转换矩阵的方法测度了教育代际传递的程度；在理论分析的基础上，综合运用 Probit 模型、Logit 模型、倾向得分匹配法、工具变量法、中介效应法等定量分析方法来研究教育代际传递的影响因素以及机制。本文所采用的数据库为中国家庭追踪调查（CFPS）数据库。

1.3.3 技术路线图

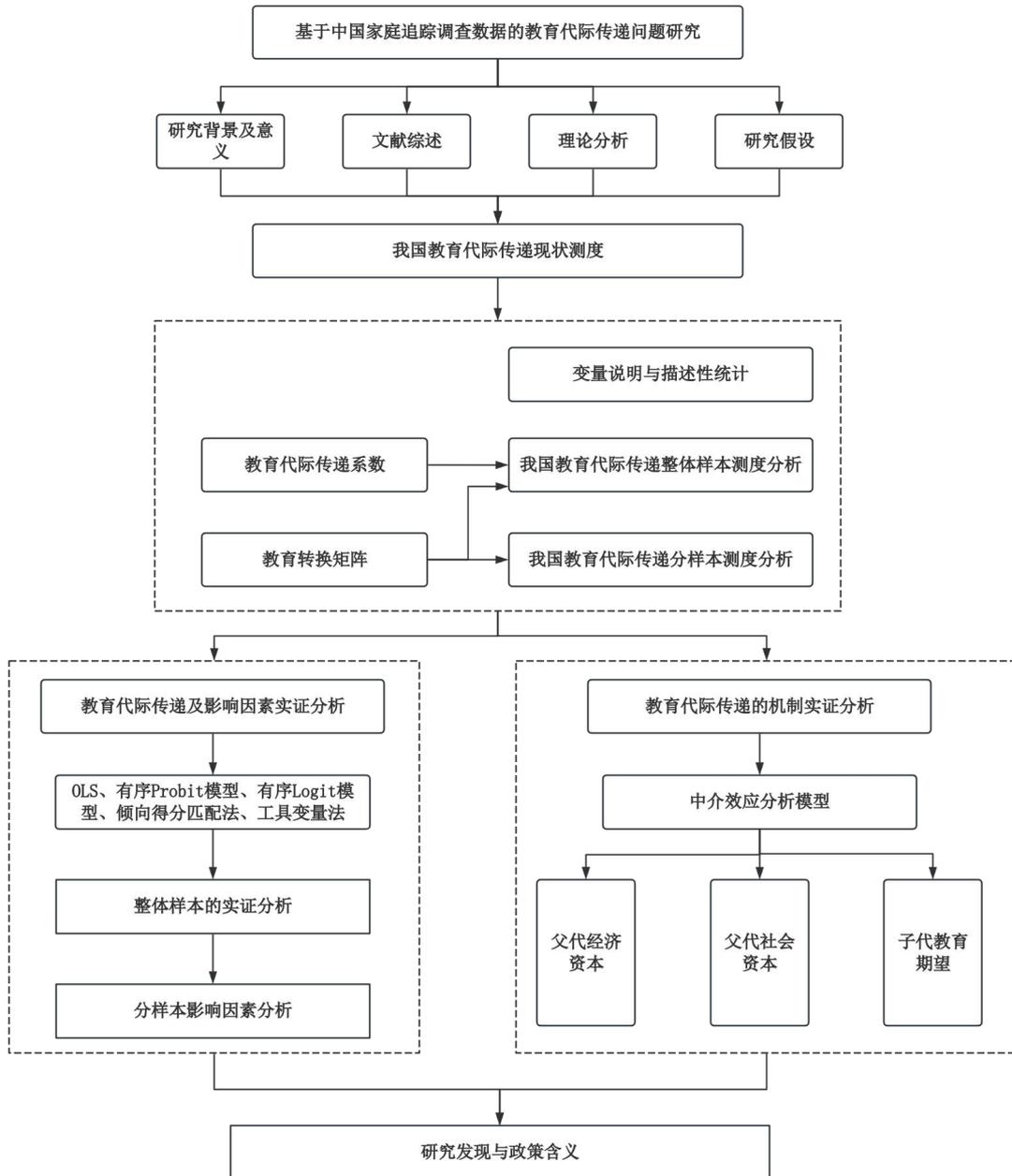


图 1.1 技术路线图

1.4 可能的创新

本文的创新之处主要有以下三点：

第一，在现有的文献中，针对教育代际传递的影响因素多集中于性别、城乡和区域方面，本文在研究上述因素的基础上，还将分析家庭规模和婚配方式对教

育代际传递的影响。

第二，丰富了教育代际传递内在机制的实证分析。以往的研究较少对教育代际传递的内在机制进行实证分析，且认为教育代际传递主要通过父代收入机制得以实现，对社会资本和教育期望在代际中的传递机制研究较少。本文将同时考虑经济资本、社会资本和教育期望三个方面的机制，更为全面的理解其内在机制。且考虑到有研究发现金融市场的发展会对代际流动性产生影响（李力行和周广肃，2015），本文尝试构建包含收入、金融资产规模以及房产在内的经济资本。并在实证分析中发现，相比于社会资本这一中间机制，经济资本和教育期望是教育代际传递中更为重要的中间机制。

第三，本文在识别父代教育与子代教育相关性的基础上，进一步使用工具变量法和倾向得分匹配法来解决可能存在的内生性问题以及样本选择偏误，以使实证结果更加稳健。其次，使用代际次序回归的方法，减轻因父子两代人所处的时代背景以及教育水平的不同对回归结果产生的影响。

2 理论分析及研究假设

2.1 教育的代际传递

代际传递通常是指父代和子代之间的收入、教育和职业等社会经济特征的相关性。在这种情况下，就意味着家庭经济地位较低的子代与家庭经济地位较高的子代之间存在着经济机会的不平等，对代际传递的研究主要是探讨父代的经济特征如何影响子代的经济机会，反映出个体在发展机遇上的平等程度，因此代际传递性也是反映机会不平等和社会不平等的重要经济变量。代际流动性则是与代际传递性相反的概念，即代际传递性越高，代际流动性越低；代际传递性越低，代际流动性越高。教育的代际传递可以定义为父代受教育水平对子代受教育水平的影响程度。这就意味着，相对于家庭受教育水平低的子代，高教育水平家庭的子代能获得更多的教育机会。

综上所述，本文提出假设 1：教育具有代际传递的特征，即父代受教育水平对子代受教育水平有显著正向影响。

2.2 教育代际传递的理论机制

大多数研究表明，教育具有代际传递的特征。但父代受教育水平如何对子代教育产生影响呢？理清教育代际传递的机制是分析教育代际传递水平和影响因素的前提。本文将基于代际传递理论以及教育代际传递相关研究，从父代经济资本、父代社会资本和子代教育期望三个方面对教育代际传递的理论机制进行梳理和分析。具体如图 2.1 所示。

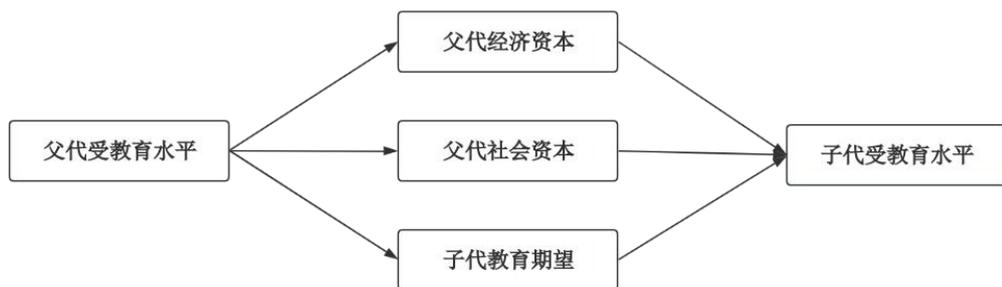


图 2.1 理论传递机制图

2.2.1 父代经济资本

与以往很多研究中将家庭收入作为衡量经济资本的指标不同，本文基于 Bourdieu 对于经济资本的定义，在父代人均收入的基础上，增加金融资产和房产这两个指标。基于人力资本理论，教育能够决定个人的收入和财富，因此受教育水平越高的父代通常拥有更多的收入和财富。同时对 Becker 和 Tomes 的代际传递理论分析发现，父代经济资本对子代教育水平的影响体现在父代对子代人力资本投资的能力和意愿上，因为影响人力资本投资的重要因素就是信贷约束。在没有信贷约束的时候，家庭效用最大化决策下的子代人力资本投资只受子代自身禀赋的影响。即经济资本低的家庭也可以以市场利率借贷获得投资本金，此时子代的人力资本积累与家庭经济资本无关。但由于借贷约束的存在，经济资本低的家庭不能通过透支未来的消费从市场上获得用于人力资本投资的本金，当父代减少自身的消费来进行子代的人力资本投资时，就会导致其自身消费的边际效用提升，对子代人力资本投资的边际成本提升，导致父代对子代人力资本投资的能力和意愿受限制，进而影响子代的教育获得。

因此父代教育通过经济资本传递的理论机制具体为，子代的经济资本对子代的人力资本投资起着约束作用。父代经济资本低的家庭面临的信贷约束更大，当父代经济资本低的时候，对子代的人力资本投资受到更大的约束，从而使低教育水平的代际得到强化。而高经济资本的父代可以通过购买学区房、投资课外教育等方式提高子代基础教育阶段的成绩，进而增加子代接受后续教育的机会。此外，高教育水平的父代通常对人力资本投资回报的信念高于低教育水平的父代，因此形成了子代教育不平等的新循环。另一方面，由于金融资产和房产在中国家庭财富占比逐渐上升，本文同时考虑了金融资产和房产在代际传递中的作用。父代更高的受教育水平会提升家庭金融资产的规模以及参与程度，进而影响人力资本投资量，强化高教育水平的代际特征。而房产则会给予子代提供更加稳定的学习环境等。

基于以上分析，本文提出假设 2：父代受教育水平能够影响父代经济资本，从而间接影响子代受教育水平。

2.2.2 父代社会资本

现代意义上的社会资本主要是指“社会关系网络”中的社会资本，是由法国的 Bourdieu 正式提出的，随后 Coleman 以微观和宏观的联接为切入点进一步丰富了社会资本的概念。20 世纪 90 年代以来，社会资本逐渐成为社会学、经济学等学科关注的热点问题之一。社会资本主要由两方面界定，社会结构资源和社会关系。微观的社会资本主要是个体通过自身社会关系获取资源的能力，即个体通过家庭、朋友、同事等社会关系所形成的社会关系网络，为个体提供了信息交流和资源交换的渠道，使其能够获得有形或无形的资源，比如机会、信息等。社会资本与代际传递的研究是一个相对较晚的话题。Blau 和 Duncan 的“社会地位获得模型”中提出父代社会地位显著影响子代的受教育水平。社会资本量的大小取决于很多因素，通常情况下，个体所处的社会地位越高，其社会资本的拥有量越大。由于职业能在很大程度上反映出个体的社会地位，本文使用父代的职业类别来衡量社会资本。

父代教育通过社会资本传递的理论机制具体为，教育在很大程度上能够影响个体的职业地位，因此受教育水平高的父代通常拥有更高的职业地位与经济地位，导致父代社会资本存量的不同。与经济资本影响人力资本投资行为的传递方式不同，社会资本对子代教育的影响体现在社会关系或权利寻租来获取优质的教育资源。优质的教育资源是一种稀缺资源，而相比于社会资本较低的父代，社会资本较高的父代拥有更多的社会网络以及信息，更有可能为子代提供优质的教育资源以及教育机会，促进子代早期人力资本的发展。且教育具有优势累积效应，早期的优势促进之后的教育成就。

基于以上分析，本文提出假设 3：父代受教育水平能够影响父代社会资本，从而间接影响子代受教育水平。

2.2.3 子代教育期望

教育期望是指个体或其家庭对教育所持有的期待和愿望，能够体现个体对教育的价值判断以及目前定位。其在代际差异间可被分为两种，一种是个体对自身教育水平的期望，另一种是父代对子代教育成就的期望。教育期望与文化资本之

间有着密切的关系，在 Bourdieu 的“文化再生产理论”框架下，文化资本包括物化和精神层面上的，物化层面的具体可以是家庭所拥有的文化物品（如藏书数量）等，精神层面的具体体现为家庭成员的知识、习惯以及家庭氛围等，此外，还有一些研究将“世代交叠模型”引入到代际传递中发现，受教育水平越高的父代有着更强生命预期，对教育的期望以及教育回报的期望更高，从而影响其投资决策。

父代教育通过子代教育期望传递的理论机制具体为，受教育水平较高的父代深知教育的长远收益，教育会对个体社会地位和经济收入有着重要影响，因此会对子代教育成就有更高的期望，同时这种重视教育的家庭氛围会对子代产生动力，影响子代对教育的态度，提升其对教育成就的期望，进而影响子代最终的教育成就。同时，教育回报率也会影响家庭和子代的教育期望。随着近些年中国高等教育规模的迅速扩张，出现了学历在市场上的价值回报难抵家庭人力资本投资成本的现象，由于受教育回报率的影响，教育水平较低的家庭更容易降低教育期望并影响到投资决策，形成“读书无用”的思想，选择让子代提前进入劳动力市场而不是继续提高教育水平。

基于以上分析，本文提出假设 4：父代受教育水平能够影响子代教育期望，从而间接影响子代受教育水平。

3 教育代际传递的测度

3.1 数据来源和变量说明

3.1.1 数据来源

本文采用中国家庭追踪调查（China Family Panel Studies,CFPS）数据，CFPS是由北京大学中国社会科学调查中心（ISSS）所实施的一项全国性、大规模、多学科的社会跟踪调查项目。该研究在个人、家庭和社区三个不同的层面上进行了数据跟踪和收集，能够反映出中国在社会、经济、人口、教育和健康等多个方面的变化，为学术研究和政策分析提供有力的数据支持。CFPS在2008和2009年进行了两年的预调查，并在2010年正式开始基线调查，此次调查覆盖了全国25个省/市/自治区，能够代表中国95%的人口，基线调查共收集14960户家庭42590位个人，并将2010年的所有家庭成员及其今后的血缘或领养的子女作为CFPS的基因成员，进行永久追踪。此后CFPS又分别在2012、2014、2016、2018和2020年进行了五轮全样本调查。

本文使用CFPS2020成人库、家庭关系库、家庭经济库，以及CFPS2010年基期成人库。使用家庭编码将家庭关系库和家庭经济库进行匹配，得到家庭层面的特征，然后使用家庭关系库中的父母子女个人编码与成人库个人编码进行匹配，并经过多次筛选和匹配，得到个人层面的特征。为了考察父代受教育水平对子代受教育水平的影响，本文对样本进行严格筛选。首先考虑到仍在上学的子代有继续升学的可能，目前的最高学历可能会有改变，因此我们剔除仍在上学的子代样本。其次对于居住地、12岁户口等变量缺失值的处理，本文使用其他年份的成人库个人编码相同的数据进行匹配和补充，对于仍然缺失的变量，本文进行了样本的剔除，最终选取3337个有效样本。

3.1.2 变量说明

（1）受教育水平

本文的被解释变量为子代的受教育水平，通过CFPS2020个人层面问卷中的“最高学历”这一问题获得。解释变量为父亲的受教育水平、母亲的受教育水平以及父代的受教育水平，其中父代的受教育水平取父母双方中较高的等级。问卷

中将最高学历划分为文盲/半文盲、小学、初中、高中/中专/技校/职高、大专、大学本科、硕士、博士，但由于本文样本中的硕士、博士数量有限，因此本文将最高学历划分为六个等级，大学本科、硕士和博士合并为“大学本科及以上”等级。分别赋值 1-6。同时，本文也考察了个体的受教育年限，受教育年限对应为文盲/半文盲为 0，小学为 6，初中为 9，高中/中专/技校/职高为 12，大专为 15，大学本科及以上为 16。

(2) 户口类型

为了控制教育代际传递在城乡上的差异，本文根据 CFPS 问卷中的问题“12 岁时的户口状态”引入子代 12 岁时户口状态作为控制变量。以非农业户口为参照组赋值 0，农业户口赋值 1。

(3) 区域

不同的区域的经济发展水平和文化等方面都存在很大的差异，为了控制教育代际传递在不同区域的差异，本文根据 CFPS 问卷中受访人所在地的省国标码引入子代区域变量。并根据国家统计局的统计口径来划分东中西部地区。西部地区为参照组赋值 1，中部地区赋值为 2，东部地区赋值为 3。西部地区 12 个省市：内蒙古自治区、广西壮族自治区、重庆市、四川省、贵州省、云南省、西藏自治区、陕西省、甘肃省、青海省、宁夏回族自治区、新疆维吾尔自治区。中部地区 8 个省：黑龙江省、吉林省、山西省、安徽省、江西省、河南省、湖北省、湖南省。东部地区 11 个省市：北京市、天津市、河北省、辽宁省、上海市、江苏省、浙江省、福建省、山东省、广东省、海南省。

(4) 性别

本文为了研究父代受教育水平对男性子代和女性子代的影响，因此根据 CFPS 受访人的性别，引入子代性别变量。以女性为参照组赋值 0，男性赋值为 1。

(5) 健康

本文根据 CFPS 问卷中的“健康状态”自评，引入子代健康状态作为控制变量。问卷中将健康状态分为五个等级，分别为不健康、一般、比较健康、很健康、非常健康，本文分别赋值为 1-5。

(6) 同胞数量

为了研究在家庭拥有资源一定的情况下，子代同胞数量对教育代际传递的影响程度，本文使用家庭关系库计算家庭子女数量，并与成人库的个人编码相匹配，

得到子代同胞数量。

3.2 描述性统计

接下来对上述变量进行描述性统计，从表 3.1 中可以看出，父亲的平均学历为 2.521，而母亲的平均学历为 2.007，这说明父代的受教育水平存在性别差异，且母亲的受教育水平明显处于劣势。子代的平均学历为 3.993，说明子代绝大多数已经完成九年义务教育，且子代的受教育水平明显高于父代，其中子代的平均学历比母亲增加了 1.986，说明子代的受教育水平比母亲增加了近两个等级，反映出我国各项教育政策起到了十分积极的作用，提供更多的教育资源和教育机会。

表 3.1 各变量描述性统计

变量	样本数量	均值	标准差	最小值	最大值
子代受教育水平	3337	3.993	1.323	1	6
父亲受教育水平	3337	2.521	1.068	1	6
母亲受教育水平	3337	2.007	1.083	1	6
父代受教育水平	3337	2.710	1.065	1	6
子代年龄	3337	29.886	6.780	16	55
子代性别	3337	0.654	0.476	0	1
子代户口	3337	0.898	0.303	0	1
区域	3337	2.104	0.854	1	3
同胞数量	3337	0.890	0.871	0	7
健康状态	3337	3.496	1.036	1	5

3.3 教育代际传递系数的测度

本文采用 Azam 和 Bhatt (2015) 以及邹薇 (2019) 的做法，使用教育代际回归系数测度父代对子代受教育水平的影响程度。首先构建基本的回归方程式 (3.1)：

$$Edu_{1i} = \alpha + \beta Edu_{0i} + \varepsilon_i \quad (3.1)$$

其中， Edu_{1i} 表示子代的受教育水平， Edu_{0i} 表示父代的受教育水平， α 是常数项， ε_i 是随机扰动项， β 是回归出来的教育代际传递系数，反映出父代的教育

水平对子代教育水平的边际影响。教育代际传递系数越高,意味着教育代际传递程度越高,教育代际流动性越低。

本部分使用受教育年限进行回归,先分别回归父亲和母亲的受教育年限,再将父亲和母亲的受教育年限共同进行回归,然后考虑到样本年龄分布情况,将样本分为四个子样本,分别为60和70后、80后、90后、00后。具体回归结果见表3-2。从全样本回归结果可以发现,父亲的教育代际传递系数为0.315,母亲的教育代际传递系数为0.306。且无论子代处于哪个年龄段,父亲和母亲的受教育年限均对子代的受教育年限存在显著的正向影响,初步说明我国存在教育代际传递的现象。从不同年龄段分组可以看出,随着子代年龄的降低,教育代际传递系数在增加,说明子代虽然拥有了更多的教育机会和教育资源,但子代教育受父母教育水平的影响程度在增加,即教育代际传递有增强的趋势,教育代际流动性在降低。从父母共同回归结果可以看出,父亲的代际系数为0.215,母亲的代际系数为0.229,母亲虽然平均受教育水平低于父亲,但母亲受教育程度对子代的影响更大,同时随着时代的发展,父亲比原先更多的参与子代的教育环节,年龄小的子代样本中,父亲受教育水平对子代教育的影响有了明显的提升。

表 3.2 教育代际传递系数结果

	(1)	(2)	(3)	
	父亲	母亲	父亲	母亲
60 和 70 后	0.202*** (0.047)	0.171*** (0.060)	0.179*** (0.049)	0.113* (0.061)
80 后	0.245*** (0.024)	0.236*** (0.022)	0.179*** (0.025)	0.182*** (0.023)
90 后	0.322*** (0.021)	0.300*** (0.019)	0.214*** (0.023)	0.220*** (0.020)
00 后	0.256*** (0.044)	0.259*** (0.040)	0.164*** (0.047)	0.192*** (0.043)
全样本	0.315*** (0.015)	0.306*** (0.013)	0.215*** (0.016)	0.229*** (0.014)

注: *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$; 括号内数值为标准误。

3.4 代际转换矩阵的测度

3.4.1 代际转换矩阵的构建

上一小节分析了父母与子代之间的教育代际传递系数,为了进一步分析教育代际流动的方向和大小,本文引入转换矩阵这一分析工具,有助于多方面分析我国教育代际传递的现状。

转换矩阵也被称为流动矩阵,目前主要用于研究收入的流动性。本文使用转换矩阵来分析教育代际流动性,具体方式是将父代受教育水平和子代受教育水平构建成一个二维矩阵,将受教育水平分为六个等级,即文盲/半文盲、小学、初中、高中/中专/技校/职高、大专、大学本科及以上,分别赋值 1-6,构建一个如下转换矩阵:

$$p_{ij} = \begin{pmatrix} p_{11} & \cdots & p_{16} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ p_{61} & \cdots & p_{66} \end{pmatrix} \quad (3.2)$$

矩阵中的 p_{ij} 表示当父代受教育程度为第*i*级时,子代受教育程度为第*j*级的概率。当*i=j*时,即位于主对角线上的 p_{ij} 表示子代与父代在同一教育等级,没有发生教育代际流动;当*i>j*时,即位于主对角线以下的 p_{ij} 表示父代的教育等级高于子代,教育代际向下流动;当*i<j*时,即位于主对角线以上的 p_{ij} 表示父代的教育等级低于子代,教育代际向上流动。因此使用转换矩阵可以直观的反映出教育代际传递的方向和大小。基于构建出的转换矩阵,本文进一步计算了五个可以反映代际传递情况的指标,具体介绍如表 3.3 所示:

表 3.3 转换矩阵指标的计算公式

指标	计算公式	具体含义
惯性率	$M_1 = \frac{1}{m} \sum_{i=1}^m p_{ii}$	衡量子代和父代受教育在同一等级上的概率。该指标越大,则表示代际固化越严重,代际流动性越小。
亚惯性率	$M_2 = \frac{1}{m} \sum_{i=1}^m \sum_{j=i+1}^m p_{ij}$	衡量子代和父代受教育在上下一等级上的概率,该指标是对惯性率的补充,指标越大,则表示代际固化越严重,代际流动越小。

续表 3.3 转换矩阵指标的计算公式

指标	计算公式	具体含义
Shorrocks 指标	$M_3 = \frac{m - \text{trace}(T)}{m - 1} = \frac{m - \sum_{i=1}^m p_{ii}}{m - 1}$	与转换矩阵的迹的大小有关。该指标越大，则表示代际流动性越大。
向上流动率	$M_4 = \frac{\sum_{i < j} p_{ij}}{m}$	衡量子代受教育等级高于父代的概率。该指标越大，代际流动性越大。
向下流动率	$M_5 = \frac{\sum_{i > j} p_{ij}}{m}$	衡量子代受教育等级低于父代的概率。该指标越大，代际流动性越大。

3.4.2 整体样本的转换矩阵分析

本小节分别将父代、父亲和母亲的受教育等级分别与全样本子代受教育等级进行转换矩阵的构建，具体结果如表 3.4 所示。当父代的受教育水平在第一等级（即文盲/半文盲）时，其子代进入较低等级（即初中以下）的概率为 71.99%，进入高等教育（即大专以上）的概率为 15.35%，说明父代处于最低教育等级时，子代更容易在较低的教育等级，很难获得高等教育。当父代的受教育水平在最高等级（即大学本科及以上）时，样本中子代仅有 5%未获得高等教育，其余 95%均获得高等教育，说明父代处于最高教育等级时，子代很难落入低教育等级，更容易获得高等教育。观全表，可发现随着父代的教育等级提升，子代获得高教育等级的概率显著提升，落入低教育等级的概率依次减少，反映出我国存在教育代际传递的事实，受教育水平较高父代的子代在获得教育成就上具有优势，子代可以将父代的教育成就继承和延续。

表 3.4 整体样本的教育代际转换矩阵分析（单位：%）

		子代受教育等级					
		1	2	3	4	5	6
父代受教育等级	1	10.37	18.05	43.57	12.66	8.92	6.43
	2	1.40	11.42	38.34	20.51	15.38	12.94
	3	0.68	5.02	31.91	24.32	21.35	16.72
	4	0.36	2.74	23.36	18.80	23.54	31.20
	5	0.00	0.00	8.60	19.35	31.18	40.86
	6	0.00	0.00	0.00	5.00	20.00	75.00

续表 3.4 整体样本的教育代际转换矩阵分析（单位：%）

		子代受教育等级					
		1	2	3	4	5	6
父 亲 受 教 等 级	1	7.80	14.98	43.12	14.22	11.01	8.87
	2	1.15	10.55	37.41	21.32	15.46	14.11
	3	0.76	4.61	29.36	24.16	23.15	17.95
	4	0.46	2.77	22.63	18.48	23.33	32.33
	5	0.00	0.00	10.14	18.84	27.54	43.48
	6	0.00	0.00	0.00	6.25	18.75	75.00
母 亲 受 教 育 等 级	1	4.79	13.13	40.58	18.55	13.06	9.87
	2	0.48	6.32	33.25	22.29	19.19	18.47
	3	0.00	2.69	26.11	23.96	25.71	21.53
	4	0.00	1.62	14.98	16.60	26.32	40.49
	5	0.00	0.00	1.92	11.54	26.92	59.62
	6	0.00	0.00	0.00	5.88	17.65	76.47

本文进一步构建了父亲和母亲单独的教育转换矩阵，依旧能得到以上的结论。对受教育水平在初中及以上的父亲而言，子代获得高等教育的概率分别为 41.1%、55.66%、71.02%、93.78%，而对受教育水平在初中以上的母亲，子代获得高等教育的概率分别为 47.24%、66.81%、86.54%、94.12%，反映出母亲的受教育水平对子代获得高等教育的影响更大。

从表 3.5 可知，父亲与子代的惯性率、亚惯性率均大于母亲与子代的，表明父亲的受教育水平对子代的受教育水平影响更大。从向上流动率可以看出，子代的受教育水平有较大的向上流动性，表明随着时代的发展，受教育水平呈现上升趋势。

表 3.5 全样本教育代际传递指标（单位：%）

	惯性率	亚惯性率	Shorrocks 指标	向上流动率	向下流动率
父代—子代	29.78	65.49	84.26	55.80	14.42
父亲—子代	28.12	63.01	86.25	57.48	14.39
母亲—子代	26.20	60.14	88.56	64.34	9.46

接下来，本文将根据性别、户口类型、所在区域和家庭规模对子代样本进行分组，以便更加深入地分析教育代际传递差异性。

3.4.3 分性别的转换矩阵分析

本小节分性别构建父代和子代的教育转换矩阵，表 3.6 为男性（N=2181）和女性（N=1156）的教育转换矩阵。表 3.7 为教育代际传递指标的性别差异。从中可以看出，教育代际传递存在性别差异。首先，当母亲的受教育水平在第一等级时，儿子进入较低等级（即初中以下）的概率为 62.56%，女儿进入较低等级的概率为 47.71%；当母亲受教育水平在 4-6 等级时，儿子获得高等教育的概率分别为 59.73%、86.67%、85.72%，女儿获得高等教育的概率分别为 77.55%、86.37%、100%。同理，当父亲受教育水平在 4-6 等级时，儿子获得高等教育的概率分别为 48.74%、69.23%、87.50%，女儿获得高等教育的概率分别为 67.53%、73.33%、100%。即当父母受教育水平低时，儿子进入低教育水平的概率高于女儿，当父母受教育水平高时，女儿进入高等教育的概率高于儿子。反映出劣势的教育环境在男性子代身上的持续性更强，优势的教育环境在女性子代身上的持续性更强。这可能是与“重男轻女”的思想有关，家庭资源有限的情况下，父母更多的对儿子进行教育投资，随着家庭资源的的增长，父母更重视女儿的教育。

表 3.6 分性别的教育转换矩阵（单位：%）

		男性子代受教育等级						女性子代受教育等级					
		1	2	3	4	5	6	1	2	3	4	5	6
父 亲 受 教 育 等 级	1	8.17	18.06	42.80	14.62	8.82	7.53	6.88	7.41	43.92	13.23	16.40	12.17
	2	1.45	13.37	41.55	20.77	12.08	10.79	0.60	5.36	29.76	22.32	21.73	20.24
	3	1.05	5.65	35.35	25.23	18.53	14.19	0.23	2.78	18.79	22.27	31.32	24.59
	4	0.36	3.58	26.16	20.79	24.37	24.73	0.65	1.30	16.23	14.29	21.43	46.10
	5	0.00	0.00	7.69	23.08	33.33	35.90	0.00	0.00	13.33	13.33	20.00	53.33
	6	0.00	0.00	0.00	12.50	18.75	68.75	0.00	0.00	0.00	0.00	18.75	81.25
母 亲 受 教 育 等 级	1	4.97	14.90	42.69	18.91	9.74	8.79	4.34	8.42	34.95	17.60	21.94	12.76
	2	0.81	8.74	38.01	22.36	15.04	15.04	0.00	2.88	26.51	22.19	25.07	23.34
	3	0.00	3.95	30.26	25.88	24.56	15.35	0.00	0.70	19.51	20.91	27.53	31.36
	4	0.00	2.01	19.46	18.79	28.86	30.87	0.00	1.02	8.16	13.27	22.45	55.10
	5	0.00	0.00	3.33	10.00	30.00	56.67	0.00	0.00	0.00	13.64	22.73	63.64
	6	0.00	0.00	0.00	14.29	14.29	71.43	0.00	0.00	0.00	0.00	20.00	80.00

从表 3.7 中可以看出，无论是父亲还是母亲，儿子的整体惯性率都要高于女儿。从向上流动率中可以看出，总体而言女儿的向上流动率要明显高于儿子，说

明女儿在受教育水平提升方面要高于儿子。其中，母亲—女儿的向上流动率最高，即教育中的性别不平等现象有所缓解，女性的受教育水平提升。

表 3.7 教育代际传递指标的性别差异（单位：%）

	惯性率	亚惯性率	Shorrocks 指标	向上流动率	向下流动率
父亲—儿子	29.96	66.66	84.05	53.33	16.71
父亲—女儿	24.43	55.41	90.69	64.37	11.20
母亲—儿子	27.37	62.84	87.16	61.28	11.36
母亲—女儿	23.79	54.53	91.45	68.96	7.25

3.4.4 分户口类型的转换矩阵分析

本小节使用子代 12 岁的户口类型为依据对样本进行城乡分组，其中农业户口（N=2996）对应农村组，非农业户口（N=341）对应城镇组，构建表 3.8 的教育转换矩阵。可以看出，教育代际传递在城乡间有显著的差异。当父亲的受教育水平位于第一和第二等级时，农村子代进入初中及以下教育等级的概率为 66.41%和 50.00%，获得高等教育的概率为 19.47%和 28.46%，而城镇子代进入初中及以下教育等级的概率为 47.06%和 24.24%，获得高等教育的概率为 35.29%和 60.60%。反映出当父亲的受教育水平处于劣势时，城镇子代受到的影响远小于农村子代。由于农村子代中父代位于最高教育等级的样本较少，因此本文分析位于第五教育等级的父代。当父亲位于大专等级时，城镇子代获得高等教育的概率远高于农村子代。同理，母亲与子代的代际传递情况与父亲类似。

表 3.8 分户口类型的教育转换矩阵（单位：%）

	农业户口子代受教育等级						非农业户口子代受教育等级						
	1	2	3	4	5	6	1	2	3	4	5	6	
父 亲 受 教 育 等 级	1	8.01	15.23	43.17	14.13	10.52	8.95	0.00	5.88	41.18	17.65	29.41	5.88
	2	1.19	10.93	37.88	21.54	14.72	13.74	0.00	0.00	24.24	15.15	36.36	24.24
	3	0.75	5.18	31.83	25.33	21.28	15.63	0.77	0.00	9.23	14.62	38.46	36.92
	4	0.59	3.55	28.40	20.12	21.30	26.04	0.00	0.00	2.11	12.63	30.53	54.74
	5	0.00	0.00	21.88	25.00	31.25	21.88	0.00	0.00	0.00	13.51	24.32	62.16
	6	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	100.00	0.00	0.00	0.00	6.90	20.69	72.41

续表 3.8 分户口类型的教育转换矩阵（单位：%）

	农业户口子代受教育等级						非农业户口子代受教育等级						
	1	2	3	4	5	6	1	2	3	4	5	6	
母亲受教育等级	1	4.82	13.33	40.71	18.72	12.62	9.79	3.45	3.45	34.48	10.34	34.48	13.79
	2	0.50	6.68	34.05	22.95	18.79	17.02	0.00	0.00	19.57	10.87	26.09	43.48
	3	0.00	3.18	29.94	24.52	22.45	19.90	0.00	0.00	5.22	20.87	43.48	30.43
	4	0.00	2.74	22.60	19.86	23.97	30.82	0.00	0.00	3.96	11.88	29.70	54.46
	5	0.00	0.00	6.25	31.25	43.75	18.75	0.00	0.00	0.00	2.78	19.44	77.78
	6	0.00	0.00	0.00	0.00	33.33	66.67	0.00	0.00	0.00	7.14	14.29	78.57

从表 3.9 可知，无论是父亲还是母亲，农村子代的惯性率都高于城镇子代，且差距较大，说明农村的教育代际传递高于城镇，城镇的教育流动性大。同时，无论子代是在农村还是城镇，父亲对子代教育的影响程度都要高于母亲。从流动方向来看，城镇子代的向上流动率要比农村子代高于 20% 多，向下流动率比农村子代低近十个百分比，说明相比于农村，城镇子代更容易取得高于父母的受教育水平。即教育代际传递与流动方向在城乡上存在显著差异，这可能与城乡收入差距和公共教育水平差距有关，城镇子代更容易有继续教育的机会。

表 3.9 分户口类型的教育代际传递指标（单位：%）

	惯性率	亚惯性率	Shorrocks 指标	向上流动率	向下流动率
父亲—子代（农业）	33.69	63.92	79.57	51.89	14.42
父亲—子代（非农业）	19.77	48.72	97.63	72.90	7.33
母亲—子代（农业）	28.62	62.87	85.66	54.73	16.64
母亲—子代（非农业）	19.76	48.49	96.29	75.55	4.70

3.4.5 分区域的转换矩阵分析

本小节依据子代所在区域进行分组，构建如表 3.10、3.11、3.12 的西部（N=1060）、中部（N=870）、东部（N=1407）教育转换矩阵。从以下三个表可知，当父亲的受教育位于第一、第二等级时，子代进入初中及以下的概率从大到小依次为西部、中部、东部，子代获得高等教育的概率从大到小依次为东部、

中部、西部。反映出在劣势的教育环境下，西部子代的教育受父代的影响更大。当父亲接受高等教育（即大专及以上）后，子代获得高等教育的概率在区域差异上并不明显，说明高等教育的代际传递在区域上没有显著差异。同理，当母亲位于教育劣势时，子代进入初中及以下等级的概率排序与父亲一致，但子代获得高等教育的概率没有显著差异。当母亲位于教育优势时，所得结论与父亲相同。

表 3.10 西部地区的教育转化矩阵（单位：%）

		西部地区子代受教育等级					
		1	2	3	4	5	6
父 亲 受 教 等 级	1	13.70	17.47	42.12	10.27	8.90	7.53
	2	2.13	11.89	36.89	21.95	13.11	14.02
	3	1.34	8.03	31.10	18.73	23.41	17.39
	4	0.88	5.31	20.35	17.70	28.32	27.43
	5	0.00	0.00	14.29	14.29	28.57	42.86
	6	0.00	0.00	0.00	0.00	14.29	85.71
母 亲 受 教 育 等 级	1	8.42	15.84	37.95	14.52	13.37	9.90
	2	0.40	5.65	34.68	22.18	18.15	18.95
	3	0.00	6.08	25.00	22.30	26.35	20.27
	4	0.00	2.17	21.74	8.70	23.91	43.48
	5	0.00	0.00	0.00	11.11	22.22	66.67
	6	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	100.00

表 3.11 中部地区的教育转化矩阵（单位：%）

		中部地区子代受教育等级					
		1	2	3	4	5	6
父 亲 受 教 等 级	1	3.85	10.77	50.00	13.08	14.62	7.69
	2	0.84	11.81	40.51	18.14	13.50	15.19
	3	0.29	4.05	33.24	28.90	18.79	14.74
	4	0.00	3.05	21.37	20.61	25.19	29.77
	5	0.00	0.00	5.26	26.32	31.58	36.84
	6	0.00	0.00	0.00	0.00	28.57	71.43

续表 3.11 中部地区的教育转化矩阵（单位：%）

		中部地区子代受教育等级					
		1	2	3	4	5	6
母亲受教育等级	1	1.88	10.97	44.20	21.00	12.54	9.40
	2	0.88	7.89	36.40	21.93	15.79	17.11
	3	0.00	1.88	29.58	26.29	23.94	18.31
	4	0.00	3.57	20.24	20.24	25.00	30.95
	5	0.00	0.00	4.76	9.52	38.10	47.62
	6	0.00	0.00	0.00	0.00	20.00	80.00

3.12 东部地区的教育转换矩阵（单位：%）

		东部地区子代受教育等级					
		1	2	3	4	5	6
父亲受教育等级	1	2.59	14.22	40.52	19.83	11.64	11.21
	2	0.51	8.67	35.97	22.70	18.62	13.52
	3	0.73	3.11	25.96	24.13	25.78	20.29
	4	0.53	1.06	24.87	17.46	19.05	37.04
	5	0.00	0.00	10.34	17.24	24.14	48.28
	6	0.00	0.00	0.00	11.11	16.67	72.22
母亲受教育等级	1	2.33	11.28	41.44	21.79	13.04	10.12
	2	0.28	5.79	30.30	22.59	22.04	19.01
	3	0.00	1.83	24.61	23.30	26.44	23.82
	4	0.00	0.00	8.55	17.09	28.21	46.15
	5	0.00	0.00	0.00	13.64	18.18	68.18
	6	0.00	0.00	0.00	11.11	22.22	66.67

进一步从表 3.13 的指标中可以看出，从惯性率来看，东部的惯性率都低于全样本的惯性率（28.12%、26.20%），即东部地区的教育流动性较强。从向上流动率也可看出，相比于西部和中部地区，东部地区的向上流动率更大，反映出经济水平相对发达的地方，教育向上流动的程度更大。

表 3.13 分区域的教育代际传递指标（单位：%）

	惯性率	亚惯性率	Shorrocks 指标	向上流动率	向下流动率
父亲—子代（西部）	31.45	65.34	82.27	55.07	13.49
父亲—子代（中部）	28.75	65.98	85.50	56.29	14.96

续表 3.13 分区域的教育代际传递指标 (单位: %)

	惯性率	亚惯性率	Shorrocks 指标	向上流动率	向下流动率
父亲—子代 (东部)	25.17	59.18	89.80	60.47	14.36
母亲—子代 (西部)	28.33	62.12	86.00	64.75	6.92
母亲—子代 (中部)	29.62	62.75	84.45	60.24	10.14
母亲—子代 (东部)	22.45	57.08	93.07	67.95	9.61

3.4.6 分家庭规模的转换矩阵分析

本小节根据子代同胞数量将样本分组, 其中同胞数量为 0 的对应独生子女家庭 (N=1188), 同胞数量大于 0 的对应非独生子女家庭 (N=2149)。教育转换矩阵如表 3.14 所示。可以看出, 不同家庭规模的教育代际传递具有显著的差异。具体表现为当父亲的受教育水平位于第一、第二等级时, 独生子代进入初中以下的概率分别为 67.86%、56.21%, 非独生子代进入初中以下的概率为 64.67%、45.78%, 同时独生子代获得高等教育的概率为 16.27%、24.18%, 非独生子代获得高等教育的概率为 22.14%、32.10%, 反映出当父亲处于教育劣势时, 独生子代更容易受父亲的影响, 具体表现为相比于非独生子代, 更容易进入低教育等级, 更难获得高等教育。但随着父亲受教育等级的提升, 即当父亲位于 3-6 教育等级时, 独生子代比非独生子代更容易获得高等教育, 更难进入低教育等级, 且概率相差较大。同理, 由母亲的转换矩阵可以得出相同的结论。

表 3.14 分家庭规模的教育转换矩阵 (单位: %)

	独生子代受教育等级						非独生户口子代受教育等级						
	1	2	3	4	5	6	1	2	3	4	5	6	
父 亲 受 教 育 等 级	1	5.56	16.67	45.63	15.87	7.54	8.73	9.20	13.93	41.54	13.18	13.18	8.96
	2	1.31	14.38	40.52	19.61	13.07	11.11	1.08	8.76	35.94	22.12	16.59	15.51
	3	0.51	3.81	28.43	22.08	22.59	22.59	0.88	5.01	29.82	25.19	23.43	15.66
	4	0.00	2.86	19.43	16.00	21.71	40.00	0.78	2.71	24.81	20.16	24.42	27.13
	5	0.00	0.00	2.70	10.81	29.73	56.76	0.00	0.00	18.75	28.12	25.00	28.12
	6	0.00	0.00	0.00	4.17	25.00	70.83	0.00	0.00	0.00	12.50	0.00	87.50

续表 3.14 分家庭规模的教育转换矩阵（单位：%）

	独生子代受教育等级						非独生户口子代受教育等级						
	1	2	3	4	5	6	1	2	3	4	5	6	
母亲受教育等级	1	3.70	16.84	43.74	18.69	9.03	8.01	5.36	11.24	38.97	18.49	15.13	10.82
	2	0.81	6.88	37.65	19.03	13.36	22.27	0.34	6.08	31.42	23.65	21.62	16.89
	3	0.00	1.77	23.32	21.55	27.92	25.44	0.00	3.26	27.83	25.43	24.35	19.13
	4	0.00	1.60	10.40	15.20	30.40	42.40	0.00	1.64	19.67	18.03	22.13	38.52
	5	0.00	0.00	2.94	2.94	20.59	73.53	0.00	0.00	0.00	27.78	38.89	33.33
	6	0.00	0.00	0.00	8.33	16.67	75.00	0.00	0.00	0.00	0.00	20.00	80.00

将表 3.14 和表 3.15 结合起来可以看出，独生子代的惯性率要低于非独生子代，即独生子代的教育流动性更强，具体表现为高向上流动率和低向下流动率。反映出家庭子女数量和教育质量存在替代效应，家庭子女数量越多，子代个体更难实现教育的向上流动。

表 3.15 分家庭结构的教育代际传递指标（单位：%）

	惯性率	亚惯性率	Shorrcoks 指标	向上流动率	向下流动率
父亲—子代（独生）	27.49	63.84	87.01	60.75	11.77
父亲—子代（非独生）	30.07	61.18	83.91	54.15	15.77
母亲—子代（独生）	24.12	59.54	87.01	68.31	7.58
母亲—子代（非独生）	29.40	61.80	84.76	58.52	12.12

4 教育代际传递及影响因素分析

4.1 模型构建

本文的被解释变量是子代的受教育水平（1-6 个等级），是多分类且有序的，此时 OLS 回归的结构虽然更加直观，但存在忽略变量排序的问题，因此运用有序 Probit 模型进行实证分析。有序 Probit 模型的具体设定如下：

$$Edu_i^* = \beta Edu_i^{fm} + \gamma Control_i + \varepsilon_i$$

$$\text{其中, } Edu_i = \begin{cases} 1 & Edu_i^* \leq \mu_1 \\ 2 & \mu_1 < Edu_i^* \leq \mu_2 \\ 3 & \mu_2 < Edu_i^* \leq \mu_3 \\ 4 & \mu_3 < Edu_i^* \leq \mu_4 \\ 5 & \mu_4 < Edu_i^* \leq \mu_5 \\ 6 & \mu_5 < Edu_i^* \end{cases} \quad (4.1)$$

其中， Edu_i 表示被解释变量子代受教育水平， Edu_i^* 表示潜变量，由于父母受教育水平具有强正相关性，为了避免回归时面临多重共线性问题，本文参考吴愈晓（2013），以父母最高受教育水平的形式来衡量父代教育对子代教育的影响。 Edu_i^{fm} 表示父代受教育水平， $Control_i$ 表示控制变量，包括子代年龄、子代性别、子代户口、子代健康、区域、同胞数量， ε_i 表示随机扰动项，被解释变量和潜变量之间的关系可以由切点 μ 决定。

4.2 教育代际传递的实证分析

4.2.1 整体样本有序 Probit 回归分析

依照上述构建的模型，本文在表 4.1 汇报了两个有序 Probit 回归结果，回归（1）是未加入控制变量的结果，回归（2）是加入了控制变量的结果。

由于有序 Probit 模型的参数含义并不直观，表 4.1 的基准模型回归只能提供显著性和参数符号的信息，十分有限，因此本文进一步计算了各变量的边际效应（见表 4.2），与表 4.1 的回归结果一同分析。其中，各变量的边际效应表示当某一变量变动一个单位时，子代受教育水平取各个值的概率如何变化。

从表 4.1 中第 (1) 列可以看出, 父代各等级受教育水平均在 1% 的显著水平下正向影响着子代的受教育水平。从第 (2) 可以看出, 加入控制变量后, 父代各等级受教育水平仍均在 1% 的显著水平下正向影响着子代的受教育水平。同时, 结合表 4.2 分析可知, 父代受教育水平对子代教育的每一等级均有显著影响, 且随着父代受教育水平的提升, 子代进入低教育等级的概率显著下降, 获得高教育等级的概率显著提高。具体而言, 父代对子代教育的边际效应转折点发生在子代完成义务教育之后。对于接受过义务教育的父代, 其子代获得高等教育的概率明显提高, 停留在初中及以下等级的概率减少。例如, 当父代的受教育水平为初中时, 子代停留在初中及以下的概率分别减少 4.4%、10.2% 和 11.7%, 相反, 子代获得高等教育的概率增加 9.3% 和 12.3%; 当父代受教育水平为本科及以上时, 子代停留在初中及以下的概率分别减少 5.5%、15.7% 和 35.2%, 相反, 子代获得高等教育的概率增加 11.4% 和 48.9%。这也从侧面说明了普及义务教育的必要性。随着父代受教育水平的提升, 其对子代教育的边际效应逐渐增大, 例如, 父代受教育水平分别为小学、初中、高中、大专和本科及以上时, 会使子代接受本科及以上教育的概率分别增加 7.2%、12.3%、22.0%、27.9% 和 48.9%。这也再次说明了父代受教育水平越高, 子代越有可能获得更高的教育水平。

表 4.1 整体样本有序 Probit 回归结果

变量	有序 Probit (1)	有序 Probit (2)
父代受教育水平 (对照组: 文盲/半文盲)		
父代小学	0.581*** (0.060)	0.484*** (0.061)
父代初中	0.880*** (0.057)	0.717*** (0.059)
父代高中	1.262*** (0.068)	1.065*** (0.070)
父代大专	1.685*** (0.125)	1.246*** (0.130)
父代本科及以上	2.536*** (0.216)	1.821*** (0.222)
子代年龄		-0.024*** (0.003)

续表 4.1 整体样本有序 Probit 回归结果

变量	有序 Probit (1)	有序 Probit (2)
子代性别		-0.411*** (0.041)
子代户口		-0.593*** (0.071)
子代健康		-0.003 (0.018)
区域 (对照组: 西部地区)		
中部地区		0.058 (0.049)
东部地区		0.195*** (0.044)
同胞数量		-0.120*** (0.023)
Log likelihood	-5061.062	-4893.514
Prob>chi2	0.000	0.000
Pseudo R ²	0.050	0.082
样本数	3337	3337

注: ***p<0.01, **p<0.05, *p<0.1; 括号内数值为标准误。

此外, 根据表 4.1 的回归结果和表 4.2 的边际效应结果, 我们可以进一步分析其他控制变量对子代受教育水平的影响。总体来看, 除了子代健康状态没有显著影响, 其他控制变量均对子代受教育水平具有显著影响。首先, 基于子代个体特征来看, 子代年龄对子代受教育水平有显著的负向影响, 即越年轻的子代受教育水平越高, 并结合边际效应可知, 子代年龄越大, 子代受教育水平落入初中及以下的概率提升, 进入高中及以上的概率下降, 这可能与我国 1986 年实施的《义务教育法》和 1999 年开始实施的高校扩招政策有关, 使年轻的子代普及义务教育, 并且获得更多接受高等教育的机会。其次, 子代性别变量的回归系数为负且通过了 1%水平下的显著性检验, 但具体来看, 初中及以下教育等级中, 相比于女性, 男性子代取得的概率更大, 但在高中及以上的教育等级中, 男性子代的概率小于女性子代。这可能与“重男轻女”的思想有关, 已有研究证实教育与收入之间存在正向关系, 当家庭收入有限的时候, 女性子代在获得教育投资时处于劣势地位,

随着父母受教育水平的提升,往往更具备性别平等的观点,提高了女性在教育优势环境上的继承和延续。其次,子代户口的系数为负,反映出相比于非农业户口,农业户口子代更难获得较高的教育水平。结合边际效应可知,相比于非农业户口,农业户口子代进入初中及以下教育等级的概率提高 2.6%、6.5%和 11.2%,获得高中及以上教育的概率降低 1.1%、6.0%和 13.2%,反映出子代受教育水平在户籍上有显著差异。最后子代所在的区域,与西部地区相比,中部地区对子代教育的影响并不显著,而东部地区则对子代教育有显著的正向影响。

基于家庭背景的特征来看,同胞数量对子代的受教育水平有显著的负向影响,即随着家庭子女数量的提高,子代个体受教育水平呈下降趋势。具体来看,体现在子代进入高中及以上概率的降低。这是因为家庭子女的数量与教育质量存在替代关系,但在义务教育阶段并不明显,但在高中之后,子代教育支出显著提高,家庭子女间的教育挤压效应强化,则会导致随着子女数量的增多,子代个体受教育水平呈现下降趋势。这也说明了教育获得中存在“资源稀释论”,即比独生子女代相比,非独生子女代的教育资源会随着同胞数量的增多而被“稀释”,从而制约个体的教育发展。

表 4.2 各变量的边际效应

变量	边际效应					
	1	2	3	4	5	6
父代受教育水平(对照组:文盲/半文盲)						
父代小学	-0.035*** (0.006)	-0.074*** (0.010)	-0.067*** (0.008)	0.041*** (0.006)	0.064*** (0.008)	0.072*** (0.009)
父代初中	-0.044*** (0.006)	-0.102*** (0.010)	-0.117*** (0.009)	0.048*** (0.006)	0.093*** (0.008)	0.123*** (0.009)
父代高中	-0.051*** (0.007)	-0.130*** (0.011)	-0.201*** (0.014)	0.038*** (0.007)	0.124*** (0.009)	0.220*** (0.016)
父代大专	-0.052*** (0.007)	-0.140*** (0.012)	-0.243*** (0.029)	0.025** (0.012)	0.132*** (0.009)	0.279*** (0.041)
父代本科及以上	-0.055*** (0.007)	-0.157*** (0.012)	-0.352*** (0.033)	-0.040 (0.028)	0.114*** (0.020)	0.489*** (0.080)
子代年龄	0.001*** (0.000)	0.003*** (0.000)	0.005*** (0.001)	-0.000*** (0.000)	-0.002*** (0.000)	-0.005*** (0.001)

续表 4.2 各变量的边际效应

变量	边际效应					
	1	2	3	4	5	6
子代性别	0.018*** (0.003)	0.045*** (0.005)	0.077*** (0.008)	-0.008*** (0.002)	-0.042*** (0.004)	-0.092*** (0.009)
子代户口	0.026*** (0.004)	0.065*** (0.009)	0.112*** (0.013)	-0.011*** (0.003)	-0.060*** (0.008)	-0.132*** (0.015)
子代健康	0.000 (0.001)	0.000 (0.002)	0.000 (0.003)	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.002)	-0.001 (0.004)
区域（对照组：西部地区）						
中部地区	-0.003 (0.002)	-0.007 (0.006)	-0.010 (0.009)	0.002 (0.001)	0.006 (0.005)	0.012 (0.010)
东部地区	-0.008*** (0.002)	-0.022*** (0.005)	-0.037*** (0.008)	0.004*** (0.001)	0.020*** (0.005)	0.043*** (0.010)
同胞数量	0.005*** (0.001)	0.013*** (0.003)	0.022*** (0.004)	-0.002*** (0.001)	-0.012*** (0.002)	-0.027*** (0.005)

注：*** $p < 0.01$ ，** $p < 0.05$ ，* $p < 0.1$ ；括号内数值为标准误。

4.2.2 稳健性检验

(1) 使用 OLS 和有序 Logit 进行回归

表 4.3 表示父代受教育水平对子代受教育水平的 OLS 和有序 Logit 回归结果，结果显示父代受教育水平对子代教育的影响仍然显著为正。其他控制变量估计结果与表 4.1 第 (2) 列结果一致，说明有序 Probit 估计结果是稳健的。

表 4.3 整体样本 OLS 和有序 Logit 回归结果

变量	OLS	有序 Logit
父代受教育水平	0.345*** (0.021)	0.558*** (0.034)
子代年龄	-0.028*** (0.003)	-0.044*** (0.005)
子代性别	-0.458*** (0.044)	-0.735*** (0.070)

续表 4.3 整体样本 OLS 和有序 Logit 回归结果

变量	OLS	有序 Logit
子代户口	-0.614*** (0.073)	-0.948*** (0.114)
子代健康	-0.009 (0.020)	-0.019 (0.031)
区域	0.105*** (0.024)	0.165*** (0.038)
同胞数量	-0.125*** (0.025)	-0.195*** (0.040)
Log likelihood	——	-4899.662
Prob>chi2	——	0.000
Pseudo R^2	——	0.081
R^2	0.224	——
Adj R^2	0.222	——
样本数	3337	3337

注：*** $p < 0.01$ ，** $p < 0.05$ ，* $p < 0.1$ ；括号内数值为标准误。。

(2) 使用代际次序进行回归

考虑到九年义务教育的普及以及高校扩招政策的实施，子代的受教育水平相比于父代有了总体上的提升，为了排除父子两代人所在的时代背景和教育政策的不同，本文参考彭骏和赵西亮（2022）的方法，按个体的出生年份，以每 10 年为一个年龄组，将父代和子代的受教育水平分别在同年龄组内由高到低进行排序，并在每个年龄组内进行十分位组排序，如 1 代表受教育水平在同年龄组位于最低的 10%，10 代表受教育水平在同年龄组位于最高的 10%，即使用个体受教育水平次序考察教育代际传递。具体有序 Probit 回归结果见表 4.3，其中第（1）列是未加入控制变量的结果，第（2）列是加入控制变量的结果。

表 4.3 回归结果显示，父代教育次序在 1% 的显著水平下正向影响着子代的教育次序，这与上文有序 Probit 回归结果是一致的。其他控制变量估计结果与表 4.1 第（2）列结果基本一致，说明有序 Probit 估计结果是稳健的。

表 4.4 整体样本代际次序回归结果

	(1)	(2)
	子代教育次序	子代教育次序
父代教育次序	0.123*** (0.007)	0.097*** (0.007)
子代年龄		0.007** (0.003)
子代性别		-0.355*** (0.040)
子代户口		-0.579*** (0.063)
子代健康		-0.019 (0.018)
区域 (对照组: 西部地区)		
中部地区		0.000 (0.048)
东部地区		0.155*** (0.043)
同胞数量		-0.110*** (0.023)
Log likelihood	-6544.921	-6430.315
Prob>chi2	0.000	0.000
Pseudo R^2	0.025	0.042
样本数	3337	3337

注: *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$; 括号内数值为标准误。

(3) 倾向得分匹配法

由于父代受教育水平高低并不是随机产生的后果,而是个体自我选择的结果。所以高受教育水平的父代样本和低受教育水平的父代样本在很多特征上存在显著的差异,为了降低这种样本选择偏差的影响,本文使用 Rosenbaum 和 Rubin (1983) 提出的反事实推断方法,即倾向得分匹配法 (PSM),进一步验证父代受教育水平与子代教育的因果关系。本文将样本分为两组,处理组为“高受教育水平的父代”(即父代受教育水平为初中及以上),对照组为“低受教育水平的父代”(即父代受教育水平为初中及以下)。同时控制的协变量与有序 Probit

模型中的控制变量相同,包括子代年龄、子代性别、子代户口、子代健康、区域、家庭子女数量。倾向得分匹配法的具体思路为,通过匹配为高受教育水平的父代寻找到一个可测变量尽可能相似的低教育水平的父代,从而得到高受教育水平的父代对子代教育的效用,并根据匹配后的样本计算处理组的平均处理效应(ATT)。

在使用倾向得分匹配法的时候,需要先进行平衡性检验,考察匹配结果是否较好地平衡了数据。表 4.5 报告了近邻匹配下的平衡性检验结果。结果显示,匹配后的变量除东部地区的标准化偏差大于 5%但小于 10%外,其他所有变量的标准化偏差均大幅度缩小且小于 5%。由 T 检验的结果可以看出,匹配后的所有变量都变得不再显著,即不拒绝处理组和对照组无系统差异的原假设。因此,一对一的近邻匹配有效的降低了处理组和对照组之间的变量差异,使得研究结果更准确。同时为了匹配数据是否满足“重叠假定”,本文通过处理组与对照组倾向得分的共同取值范围中发现,在总共 3337 个观测数据中,对照组有 51 个不在共同取值范围中,处理组有 5 个不在共同取值范围中,其余 3281 个观测值均在共同取值范围中,故在进行倾向得分匹配时仅会损失少量样本。

表 4.5 近邻匹配下的平衡性检验结果

变量	匹配状态	均值		标准化偏差 (%)	T 检验	
		处理组	对照组		T 值	P> t
子代年龄	匹配前	29.959	29.868	1.4	0.31	0.755
	匹配后	29.907	29.954	-0.7	-0.15	0.881
子代性别	匹配前	0.621	0.662	-8.5	-1.99	0.046
	匹配后	0.626	0.632	-1.2	-0.22	0.822
子代户口	匹配前	0.699	0.949	-69.4	-20.35	0.000
	匹配后	0.704	0.704	0.0	-0.00	1.000
子代健康	匹配前	3.431	3.513	-8.0	-1.82	0.068
	匹配后	3.438	3.432	0.6	0.11	0.913
区域:	匹配前	0.311	0.248	14.2	3.38	0.001
中部地区	匹配后	0.306	0.300	1.3	0.24	0.813
区域:	匹配前	0.448	0.415	6.7	1.55	0.120
东部地区	匹配后	0.451	0.482	-6.3	-1.14	0.253
同胞数量	匹配前	0.708	0.936	-27.7	-6.14	0.000
	匹配后	0.713	0.741	-3.4	-0.69	0.489

本文使用一对一的近邻匹配、一对四的近邻匹配、半径匹配和核匹配四种方法对“高受教育水平父代”和“低受教育水平父代”进行了匹配。表 4.6 汇报了不同匹配方法下的 ATT 结果。四种匹配方法的结果显示, ATT 的估计值均为正, 且对应的 T 值均大于 2.58 的临界值, 因此对于高教育水平的父代而言, 其子代的受教育水平显著高于低教育水平的父代。基于倾向得分匹配法的结果再次验证教育代际传递效应。

表 4.6 父代受教育水平对子代受教育水平影响的 PSM 结果

	近邻匹配 (k=1)	近邻匹配 (k=4)	半径匹配	核匹配
ATT	0.551*** (0.076)	0.589*** (0.067)	0.597*** (0.061)	0.591*** (0.061)
处理组	681	681	681	681
对照组	2656	2656	2656	2656

注: *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$; 括号内数值为标准误。

4.2.3 内生性讨论

上述的有序 Probit 估计结果只能表明父代受教育水平和子代受教育水平间的相关关系, 不能做因果关系上的判断。子代受教育水平除了受父代教育的影响外, 还受到基因、能力以及自身学习习惯等的影响, 然而这些因素难以观测和控制, 从而引发遗漏变量偏误。因此, 本文采用工具变量法处理潜在的内生性问题。考虑到国家政策的实施是外生事件, 本文参考刘宏和李嘉莹(2023)的研究思路, 利用 1986 年《义务教育法》在各省实施时间差异(1986-1994), 构建父代受教育水平的工具变量, 即父代受《义务教育法》的影响程度。工具变量的具体构建方法如下: 本文根据每个父母的较高学历者的出生年份 $year_i$ 和其出生省《义务教育法》的实施年份 $year_j$, 计算他们每个人在 7-15 岁期间被《义务教育法》覆盖年份的比例。具体计算方法如公式(4.2)所示。

$$IV = \begin{cases} 0 & \text{if } year_i - year_j \geq 16 \\ [16 - (year_i - year_j)]/9 & \text{if } 7 \leq year_i - year_j \leq 15 \\ 1 & \text{if } year_i - year_j \leq 7 \end{cases} \quad (4.2)$$

在义务教育政策实施时个体年龄为 16 岁及以上时, 其受政策的影响程度赋

值为 0；如果政策实施时个体年龄为 6 岁及以下时，其受政策的影响程度赋值为 1；如果政策实施时个体年龄在 7-15 岁之间时，其受政策影响的程度赋值为 0-1 之间的连续变量。

在进行工具变量回归估计前，需要检验工具变量的有效性。好的工具变量需要满足两个条件：相关性和排他性，即工具变量需要和内生解释变量相关，但又不直接影响被解释变量（仅通过内生变量影响被解释变量）。大量研究发现《义务教育法》的实施和受教育水平显著相关（刘生龙等，2016；周颖等，2021）。现有文献一般认为《义务教育法》的实施是一种外生的冲击，其不会对个体将来的其他方面因素产生影响，因此满足工具变量的两个条件。具体到本文的研究内容，父代受《义务教育法》的影响程度会对父代受教育水平产生影响，但不会通过其他渠道影响子代教育。

当被解释变量和内生解释变量都为有序变量时，采用混合条件过程（conditional mixed process，CMP）要比传统二阶段最小二乘法效果更好（Roodman，2011）。为进一步检验工具变量的有效性，本文参考叶金珍和王勇（2019）的做法，借助线性模型弱工具变量的检验方法。

由表 4.7 可知，F 统计量为 113.968，相应的 P 值为 0.000，远大于 10%临界值，由此可以拒绝“存在弱工具变量”的原假设，表明父代受《义务教育法》的影响程度可以作为父代受教育水平的工具变量。

表 4.7 弱工具变量检验

F 统计量	最小特征值统计量	10%临界值	15%临界值
113.968***	113.968	16.38	8.96

注：*** $p < 0.01$ ，** $p < 0.05$ ，* $p < 0.1$ ；括号内数值为标准误。

表 4.8 是使用工具变量后的回归结果，可以看出，atanrho_12 的系数显著异于 0（P 值为 0），说明联立方程模型中两个方程之间存在显著的相关性，采用联立方程模型进行条件混合过程估计所得结果是可信的（刘军，2019），同时也说明父代受教育水平为内生变量。从核心变量回归结果来看，父代受教育水平依旧在 1%的显著水平下正向影响着子代的受教育水平，但是系数大小有所变化。具体来讲，在控制了遗漏变量偏误后，父代受教育水平对子代受教育水平的正向影响依然显著，假说 1 的猜想得到验证。

表 4.8 克服内生性的估计结果

变量	子代受教育水平
父代受教育水平	0.858*** (0.062)
子代年龄	-0.023*** (0.003)
子代性别	-0.316*** (0.045)
子代户口	-0.428*** (0.070)
子代健康	-0.002 (0.013)
区域	0.082*** (0.018)
同胞数量	-0.097*** (0.020)
atanhrho_12	-0.845 [0.000]
样本数	3337

注：*** $p < 0.01$ ，** $p < 0.05$ ，* $p < 0.1$ ；括号内数值为标准误；atanhrho_12 为 iv-oprobit 模型中辅助估计参数 atanhrho 的估计结果，方括号内数值为 P 值。

4.3 教育代际传递的影响因素分析

国内外已有研究普遍认为，家庭背景和子代特征是影响教育代际传递的主要特征，因此本文从子代性别、子代户口类型、区域、家庭规模以及婚配模式这五个方面分别探讨其对教育代际传递的影响。表 4.9 和表 4.10 汇报了父代受教育水平对子代教育影响的分样本结果以及各组间系数差异检验结果。

4.3.1 性别对教育代际传递的影响

在我国，重男轻女的思想长期存在，因此我们按子代性别分样本分析性别对教育代际传递的影响。表 4.9 第（1）、（2）列汇报了父代受教育水平对子代教育影响的性别差异。分析可知，核心解释变量的系数均在 1% 的水平上显著，表明父代受教育水平对子代教育的正向影响在不同性别间均显著。比较可知，父代

受教育水平对女儿的影响更强，且系数差异通过 10%水平的显著性检验。即相比于女性，男性子代更容易实现代际流动。这与重男轻女的思想 and 劳动力市场回报的性别差异有关。

4.3.2 户口类型对教育代际传递的影响

在我国，户籍制度导致了城乡二元分割，从上文的分析可知，子代的教育机会会有明显的城乡差异，接下来将按子代户籍分样本，从城乡二元结构角度，研究其教育代际传递的差异。从表 4.9 第（3）、（4）列可知，城乡间均存在教育代际传递现象。对比可知，农村的教育代际传递性要高于城镇，且系数差异通过 10%水平的显著性检验。即农村子代的受教育水平更多的受父代教育背景的影响。结合上文可知，农村子代不仅处于教育机会劣势，且受教育水平表现出较强的代际传递性。这与城乡收入、教育环境以及师资力量的差距有关，城乡教育等公共服务方面仍存在资源分配不均、服务水平差异较大等问题（杨沫，2023）。这在一定程度上增加了农村父代私人教育投资对子代的影响，进而增强了教育的代际传递性。

4.3.3 区域对教育代际传递的影响

不同区域的经济水平会直接影响教育资源的分配和质量，经济较发达的地区通常能够提供更多的教育资源，包括优质的学校以及师资力量等，从而有利于提高教育代际流动性；相反，经济欠发达地区的教育条件可能较差，影响代际流动性。因此本小节欲探讨不同区域间教育代际传递的差异。从表 4.9 第（5）-（7）列可知，在区域方面，教育代际传递也表现出一定的差异，具体来看，西部地区父代受教育水平与子代教育之间的系数为 0.432，相应地，中部和东部地区分别为 0.262 和 0.321，西部地区的教育代际传递性明显高于中部和东部地区，且各地区的系数差异均通过 1%水平的显著性检验。即经济发展较好的地方，代际流动性较强。

4.3.4 家庭规模对教育代际传递的影响

从上文的分析可知子代教育存在数量与质量的替代效应，为进一步分析其是

否会对教育代际传递产生影响。本文分家庭规模进行分样本回归。从表 4.10 第 (1)、(2) 列可知,两个模型的核心解释变量均在 1%水平上显著,且组间系数差异在 10%水平上显著。即教育代际传递现象在独生和非独生家庭均存在,且非独生家庭表现出更高的代际性和更低的流动性。

表 4.9 按性别、户口类型、区域的分样本回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
变量	男	女	农业	非农业	西部	中部	东部
父代受教育水平	0.321*** (0.025)	0.383*** (0.036)	0.345*** (0.023)	0.267*** (0.042)	0.432*** (0.038)	0.262*** (0.039)	0.321*** (0.031)
控制变量	控制						
组间系数差异		0.070*		0.060*		0.000***	0.090**
(P 值)						0.000***	
样本量	2181	1156	2996	341	1060	870	1407

注: *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$; 括号内数值为标准误。

4.3.5 婚配模式对教育代际传递的影响

在婚姻市场,家庭背景和受教育程度等因素共同影响婚姻匹配,人们往往倾向于选择和与自己有相似特征的对象结婚。婚配模式可以分为两种:一是同质性婚配;二是异质性婚配。随着经济发展和社会进步,受教育水平和收入等因素在婚姻匹配中的地位越来越重要(朱梦冰, 2017)。Gregory Clark (2023) 研究英国多代人社会地位代际传递时,发现同质性婚配可以很大程度上影响社会地位代际传递。因此本文将父母教育匹配程度分样本,将父母双方受教育水平处于同一等级的婚配模式称为教育同质性婚配,与之相反的称为教育异质性婚配。从表 4.10 的第 (3)、(4) 列可知,教育同质性婚配家庭的系数为 0.512,异质性家庭的系数为 0.310,且组间系数差异在 1%水平上显著,说明教育同质性婚配家庭的代际传递性更强。这可能由于教育同质性婚配家庭在家庭资源整合以及教育观念等

更具有 consistency 有关，使子代教育更多的受到父代的影响。

表 4.10 按家庭规模和婚配模式的分样本回归结果

变量	(1) 独生	(2) 非独生	(3) 同质性	(4) 异质性
父代受教育水平	0.290*** (0.032)	0.366*** (0.027)	0.512*** (0.035)	0.310*** (0.032)
控制变量	控制	控制	控制	控制
组间系数差异(P 值)		0.040*		0.000***
样本量	1188	2149	1309	2028

注：*** $p < 0.01$ ，** $p < 0.05$ ，* $p < 0.1$ ；括号内数值为标准误。

5 教育代际传递的机制分析

上一节分析了影响教育代际传递的因素，发现父母受教育水平和其他因素能够直接影响子代受教育水平，验证了假说 1。接下来本节将通过中介效应模型进一步分析教育代际传递的内在机制。

5.1 数据来源与变量说明

本部分使用的数据仍然来自于中国家庭追踪调查（CFPS）2020 年的数据。解释变量、被解释变量、控制变量均与上文一致。各中介变量选取说明如下：

（1）父代经济资本

本文使用家庭经济库中的父代人均收入、房产以及金融资产的主成分分析结果来衡量父代经济资本。

（2）父代社会资本

职业是现代社会反映社会地位特征的基本标识（Parkin, 1974），且通常情况下，个体所处的社会地位越高，其社会资本的拥有量越大。因此本文参考邹薇和马占利（2019）的做法，将父代的职业类别作为其社会地位的代理变量。本文使用 CFPS2020 的个人职业编码，并将其分为五个类别，分别赋值 1-5。具体分类如下，无业无类别人员为 1；农林、生产工人为 2；商业、服务业人员为 3；办事、技术人员为 4；国家机关、企事业单位负责人为 5。

（3）子代教育期望

本文根据 CFPS 问卷中“您期望的受教育程度”，将教育期望分为不必读书、小学、初中、高中、大专、本科、硕士、博士八个等级，分别赋值 1-8。

5.2 模型构建

5.2.1 中介效应模型

识别教育代际传递内在机制的关键是在于确认父代受教育水平是否会影响中介变量，并且中介变量是否会进一步影响子代受教育水平，因此本文使用中介效应的检验方法，研究和分析教育代际传递的内在机制和因果关系。本文参考了温忠麟和叶宝娟（2014）的逐步回归法，如公式 5.1、5.2、5.3 所示：

$$Edu_i = \alpha_0 + \alpha_1 Edu_i^{fm} + \alpha_2 Control_i + \varepsilon_i \quad (5.1)$$

$$Inter_i = \beta_0 + \beta_1 Edu_i^{fm} + \beta_2 Control_i + \theta_i \quad (5.2)$$

$$Edu_i = \gamma_0 + \gamma_1 Edu_i^{fm} + \gamma_2 Inter_i + \gamma_3 Control_i + \delta_i \quad (5.3)$$

其中, Edu_i 为子代受教育水平, Edu_i^{fm} 为父代受教育水平, 即父母双方受教育水平的最高值, $Control_i$ 为控制变量, 包括子代年龄、子代性别、子代户口、子代健康、区域、同胞数量, $Inter_i$ 为中介变量, 分别以父代经济资本、父代社会资本和子代教育期望为中介变量, 本文以父代经济资本为例, 对中介效应检验步骤进行简要介绍, 首先, 运用公式 (5.1) 考察父代受教育水平对与子代受教育水平之间是否存在显著效应, 如果系数 α_1 显著, 继续分析; 其次是运用公式 (5.2) 考察父代受教育水平与父代经济资本之间的关系; 最后一步是运用公式 (5.3) 将父代经济资本加入到父代受教育水平对子代受教育水平的回归中, 如果公式 (5.2) 的 β_1 和公式 (5.3) 的 γ_2 都显著, 意味着存在中介效应, 此时关注公式 (5.3) γ_1 的显著性, 若 γ_1 不显著, 中介变量发挥完全中介的作用; 若 γ_1 显著, 中介变量发挥部分中介的作用。

同时, 也有些文献采用 Sobel-Goodman 中介效应检验或 Bootstrap 检验, 这两种是系数乘积中介效应检验方法。为了增强中介效应检验的稳定性, 本文还会同时使用 Sobel 检验和 Bootstrap 检验对中介效应进行验证。

5.2.2 Sobel 检验

Sobel 检验是验证中介效应存在的重要手段之一, 其原假设是中介效应模型路径上的系数 (即中介效应的大小) 乘积为 0, 即 $H_0: \beta_1 \gamma_2 = 0$, 检验统计量如下:

$$Z = \frac{\beta_1 \times \gamma_2}{\sqrt{\gamma_2 \times S_{\beta_1}^2 + \beta_1 \times S_{\gamma_2}^2}} \quad (5.4)$$

其中, $\sqrt{\gamma_2 \times S_{\beta_1}^2 + \beta_1 \times S_{\gamma_2}^2}$ 是系数乘积 $\beta_1 \gamma_2$ 的标准误, $S_{\beta_1}^2$ 和 $S_{\gamma_2}^2$ 分别为系数 β_1 和 γ_2 的标准误的平方。如果 Z 拒绝原假设, 则说明中介效应显著存在。

5.2.3 Bootstrap 检验

Bootstrap 检验的原假设也是 $H_0: \beta_1\gamma_2 = 0$ ，其将样本容量较大的样本作为总体进行抽样，其中较为常见的是进行有放回的重复取样，最终的根据若干次的抽取结果得到参数，并构成 $\beta_1\gamma_2$ 的置信度为 95% 的置信区间，若置信区间不包扩 0，则拒绝原假设，说明中介效应显著存在。

5.3 教育代际传递机制的实证分析

为了验证前文理论分析中的假设 2、假设 3 和假设 4，本文利用公式 (5.1)、(5.2) 和 (5.3) 进一步阐明教育代际传递主要通过父代经济资本、父代社会资本和子代教育期望三个渠道完成。

5.3.1 父代经济资本的中介效应分析

前文的理论分析表明，父代受教育水平的提升有利于父代获得更多的经济资本，进而可以提高对子代人力资本投资的意愿和能力，从而提升子代的教育机会以及教育成就的获得。为检验是否存在这一影响机制，本文进行公式 (5.1) 和 (5.2) 的回归，结果如表 5.1 第 (1) 和第 (2) 列所示。将父代人均收入、金融资产和房产进行主成分分析以衡量父代经济资本，并作为被解释变量，父亲母亲受教育水平较高者作为核心解释变量（即父代受教育水平）。结果显示，父代受教育水平的回归系数在 1% 的水平上显著，说明父代受教育水平的提升会显著提高父代经济资本。

表 5.1 机制检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	子代受教育水平	父代经济资本	父代社会资本	子代教育期望
父代受教育水平	0.345*** (0.021)	0.137*** (0.015)	0.081*** (0.009)	0.324*** (0.036)
控制变量	控制	控制	控制	控制
样本数	3337	3337	3337	3337
R^2	0.224	0.113	0.100	0.091
调整后 R^2	0.222	0.111	0.098	0.089

注：*** $p < 0.01$ ，** $p < 0.05$ ，* $p < 0.1$ ；括号内数值为标准误。

接下来本文进行公式(5.3)的回归,结果如表5.2第(1)列所示。第(1)列是在表4.8第(1)列的基础上,进一步加入父代经济资本变量进行回归。结果显示,一方面,父代经济资本的回归系数在1%的水平上显著为正,说明父代经济资本确实能够显著提升子代受教育水平;另一方面,加入父代经济资本后,父代受教育水平的回归系数相比表5.1第(1)列的基准回归变小,但仍然在1%的水平上显著。以上的结果说明,父代教育水平通过提升父代经济资本的渠道提升了子代受教育水平。假说2的猜想得到验证。

表5.2 机制检验的进一步分析结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	子代受教育水平	子代受教育水平	子代受教育水平	子代受教育水平
父代受教育水平	0.299*** (0.020)	0.333*** (0.021)	0.265*** (0.019)	0.229*** (0.019)
父代经济资本	0.341*** (0.023)			0.260*** (0.021)
父代社会资本		0.153*** (0.038)		0.062* (0.034)
子代教育期望			0.249*** (0.009)	0.233*** (0.009)
控制变量	控制	控制	控制	控制
样本数	3337	3337	3337	3337
R^2	0.272	0.228	0.367	0.396
调整后 R^2	0.270	0.226	0.365	0.394

注:*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$; 括号内数值为标准误。

5.3.2 父代社会资本的中介效应分析

前文的理论分析表明,父代受教育水平有利于父代获得更多的社会资本,并可以将这些资本用于子代获得早期的优质教育资源,由于人力资本具有优势累积效应,从而有利于提升子代的最终教育成就。为检验是否存在这一影响机制,本文进行公式(5.1)和(5.2)的回归,结果如表5.1第(1)列和第(3)列所示。以父亲母亲职业编码较高者作为被解释变量(即父代社会资本),父代受教育水

平作为核心解释变量。结果显示，父代受教育水平的回归系数在 1%的水平上显著为正，说明父代受教育水平的提升会显著提高父代社会资本。

接下来本文进行公式 (5.3) 的回归，结果如表 5.2 第 (2) 列所示。第 (2) 列是在表 5.1 第 (1) 列的基础上，进一步加入父代社会资本变量进行回归。结果显示，一方面，父代社会资本的回归系数在 1%的水平上显著为正，说明父代社会资本确实能够显著提升子代受教育水平；另一方面，加入父代社会资本后，父代受教育水平的回归系数相比表 5.1 第 (1) 列的基准回归变小，但仍然在 1%的水平上显著。以上的结果说明，父代教育水平通过提升父代社会资本的渠道提升了子代受教育水平。假说 3 的猜想得到验证。

5.3.3 子代教育期望的中介效应分析

前文的理论分析表明，父代受教育水平的提高有利于提升父代对子代的教育期望，并可以影响子代自我的教育期望，从而提升子代的受教育水平。为检验是否存在这一影响机制，本文进行公式 (5.1) 和 (5.2) 的回归，结果如表 5.1 第 (1) 和第 (4) 列所示。以子代教育期望作为被解释变量，父代受教育水平作为核心解释变量。结果显示，父代受教育水平的回归系数在 1%的水平上显著为正，说明父代受教育水平的提升会显著提高子代的教育期望。

接下来本文进行公式 (5.3) 的回归，结果如表 5.2 第 (3) 列所示。第 (3) 列是在表 5.1 第 (1) 列的基础上，进一步加入子代教育期望变量进行回归。结果显示，一方面，子代教育期望的回归系数在 1%的水平上显著为正，说明子代教育期望确实能够显著提升子代受教育水平；另一方面，加入子代教育期望后，父代受教育水平的回归系数相比表 5.1 第 (1) 列的基准回归变小，但仍然在 1%的水平上显著。以上的结果说明，父代教育水平通过提高子代教育期望的渠道提升了子代受教育水平。假说 4 的猜想得到验证。

表 5.2 第 (1) - (3) 列为逐个加入父代经济资本、父代社会资本、子代教育期望中介变量的回归结果。考虑到各个中介变量之间可能相互作用从而改变对子代受教育水平的影响，本文将所有中介变量统一纳入回归，结果如表 5.2 第 (4) 列所示。从中可以看出，在所有中介变量和控制变量均被控制住的情况下，父代受教育水平的回归系数依然在 1%的水平上显著为正，父代经济资本和子代教育期望在 1%的水平上显著为正，父代社会资本在 10%的水平上显著为正，即各个

中介变量的回归系数均显著并且符号与理论分析时的假设预期一致。这进一步说明, 父代受教育水平会通过父代经济资本、父代社会资本、子代教育期望等途径提升子代受教育水平。但同时考虑三个中介变量对子代教育的影响时发现, 社会资本的显著性明显降低, 即相比与父代经济资本和子代教育期望, 父代社会资本对子代教育的影响较小, 这可能是由于随着教育政策的不断完善, 以社会网络为主的社会资本对子代受教育水平的影响在减少, 在一定程度上反映出教育政策促进教育机会公平。

5.4 稳健性检验

本小节将使用 Sobel 检验和 Bootstrap 随机抽样 1000 次这两种系数乘积中介效应检验方法, 以检验父代经济资本、父代社会资本和子代教育期望在教育代际传递之间的中介效应的稳定性。

5.4.1 Sobel 检验

表 5.3 为采用 Sobel 检验方法的结果。将父代经济资本、父代社会资本和子代教育期望作为中介变量分别进行 Sobel 检验时, Z 值分别为 7.75、3.628 和 8.653, 并且均在 1% 的水平上显著, 即说明中介效应通过 Sobel 检验。进一步分析中介效应占比可知, 相比于父代社会资本, 父代经济资本和子代教育期望是代际传递中更为重要的中间机制, 得出的结论与进行逐步回归得到的结论相同。

表 5.3 Sobel 检验结果

	Coef	Z	$P> Z $	中介占比
父代经济资本	0.047	7.75	0.000	13.496%
父代社会资本	0.012	3.628	0.000	3.587%
子代教育期望	0.081	8.653	0.000	23.334%

5.4.2 Bootstrap 检验

表 5.4 为采用 Bootstrap 随机抽样 1000 次检验的结果。将父代经济资本、父代社会资本和子代教育期望作为中介变量分别进行 Bootstrap 检验时, 偏差校正

与加速的置信区间分别为[0.01056, 0.02787]、[0.00630, 0.01655]和[0.00122, 0.02869], 均未包含 0, 系数乘积显著不为 0, 进一步验证父代经济资本、父代社会资本和子代教育期望在教育代际传递中的中介效应。

表 5.4 Bootstrap 检验结果

	[95% conf. Interval] (BCa)
父代经济资本	0.01056, 0.02787
父代社会资本	0.00630, 0.01655
子代教育期望	0.00122, 0.02869

6 研究发现与政策含义

6.1 研究发现

本文选用了 CFPS2020 年家庭微观追踪调查数据，主要从教育代际传递的测度、教育代际传递的影响因素以及机制这三个方面研究了教育代际传递问题。同时，考虑到教育代际可能存在一定的内生性，本文运用工具变量法来解决这一问题。根据上述过程，本文的主要发现如下所示：

第一，基于有序 Probit 估计、边际效应分析以及转换矩阵分析等研究发现父代教育对子代教育有显著的正向影响。父代受教育水平越高，子代获得高等教育的概率越大。考虑到教育水平和时代背景不同、可能存在的遗漏变量偏误以及样本选择偏差，本文分别采用代际次序回归、工具变量法和倾向匹配得分法进一步验证结论。对整体样本进一步的实证分析发现，对子代教育有显著影响的除了父代教育水平以外，还有子代年龄、子代性别、子代户口类型、区域、同胞数量。

第二，通过分样本分析可知，教育代际传递的影响因素包括子代性别、子代户口类型、区域、家庭规模以及婚配模式。通过分性别样本分析可知，女儿的教育代际性要高于儿子；通过分户口类型样本可知，相比于非农业户口，农业户口的教育代际传递性更高，且向上流动性更低。这其中的差异可能是由于城乡二元结构的影响以及城乡教育公共服务仍然存在资源分布不均等问题；通过分区域样本分析可知，教育代际传递存在区域间差异，具体表现为中部和东部地区的代际传递性要低于西部地区。这可能与经济发展水平有关，即经济发展越好的地方，代际流动性越强；通过分家庭规模样本可知，相比于独生家庭，非独生家庭表现出更高的教育代际传递性和更低的向上流动性，验证了教育“数量—质量”替代效应，即随着家庭子女数量的增多，个体更难实现向上流动；通过分婚配模式样本可知，相比于教育异质性婚配家庭，教育同质性婚配家庭的代际性更高；通过教育代际传递系数可知，不同年龄段的受教育水平和教育代际传递存在差异，总体趋势是平均教育水平在提高，但教育代际传递性增加。

第三，通过对教育代际传递的机制分析可知，父代受教育水平除了可以直接对子代教育产生影响外，还可以通过父代经济资本、父代社会资本和子代教育期

望这三个中间机制间接对子代教育产生影响。首先，父代受教育水平的提升有利于父代获得更多的经济资本，进而可以提高对子代人力资本投资的意愿和能力，从而提升子代的教育机会以及教育成就的获得；其次，父代受教育水平有利于父代获得更多的社会资本，并可以将这些资本用于子代获得早期的优质教育资源，由于人力资本具有优势累积效应，从而有利于提升子代的最终教育成就；最后，除了以上两种途径外，本文研究还发现，子代教育期望也是父代教育和子代教育的中间机制，即父代受教育水平的提高有利于提升父代对子代的教育期望，并可以影响子代自我的教育期望，从而提升子代的受教育水平。综上所述，父代经济资本、父代社会资本以及子代教育期望均可以作为家庭优势教育背景再生产的工具，实现教育的代际传递。另外，与父代社会资本相比，父代经济资本和子代教育期望是教育代际传递中更为重要的机制。

6.2 相关政策含义

本文的主要研究发现教育具有代际传递的特征，父代受教育水平对子代教育水平有显著的正向影响，这就意味着父代教育差距可以通过代际传递引起子代最终教育成就的不平等。教育与人力资本积累以及地位获得有很大程度的关系，所以教育代际传递为父代教育差距和子代教育以及收入之间架起联系。因此，教育代际传递较高会对教育公平产生负面影响，进一步形成不平等的代际固化，影响个人以及社会的发展。根据本文对教育代际传递影响因素以及机制分析的主要结论，本文提出以下几点政策含义：

第一，本文第三章的测度和第四章的实证结果发现，父代受教育水平对子代教育具有显著的正向影响。因此教育政策在促进教育投资的同时，更要注重教育资源的均衡配置。教育作为重要的公共产品，教育政策应该更多的考虑不同阶层和不同地区间的代际差异，多关注教育代际流动低的地区，提升其接受教育机会上的公平性。低教育水平父代的子代受教育代际传递的负面影响更大，因此教育政策应精准聚焦这些人群，为其子代提供更多的教育资源以及公平的教育机会，促进其代际向上流动。

第二，本文第四章分样本对教育代际传递的影响因素研究发现，子代户口类型、区域、家庭规模等均会影响教育代际传递。基于城乡的代际流动差异，一方

面应该缩小城乡教育公共服务的差距,继续推动城乡义务教育均衡优质一体化发展,使无论是常驻城镇还是农村的居民,都可以享有惠普及均等的基本公共服务。同时还应该继续加强农村的教育资源投资,完善教育基础设施建设。同时更积极的运用转移支付等方法,缓解农村家庭的信贷约束,促进其人力资本投资的能力与意愿。另一方面应完善户籍制度的改革,减少因户籍问题所带来的教育机会差异,畅通农村家庭代际向上流动的渠道。基于地区的代际流动差异,应重视西部地区的教育发展,继续加大其基础教育以及高等教育的投入,优化区域教育资源配置,促进西部地区的代际流动性。基于不同家庭规模的代际差异,本文研究验证了家庭子女“数量—质量”替代效应以及家庭生育决策对代际传递的影响,因此在鼓励生育的同时,要更加完善与人力资本有关的政策,提高政策针对性,缓解低收入家庭的教育压力,避免低收入家庭子代因家庭生育决策而面临更不公平的教育机会。

第三,本文第五章对教育代际传递机制分析发现,教育代际传递更多通过父代经济资本以及子代教育期望实现。弄清父代如何影响子代教育后,就需要做出针对性措施,缓解教育代际传递现象,促进代际流动。一方面,完善贫困学生助学体系,缓解弱势家庭的经济压力。例如为贫困家庭的学生免除学杂费并提供经济补助,其既可以减少贫困家庭子代受教育的实际成本,也减少了其机会成本。其次,还可以为弱势家庭提供其他形式的经济支持,例如增加对低收入家庭的医疗、住房援助,从而减轻其经济负担。缓解由于父代经济资本的限制从而对子代教育产生的负面影响。另一方面,改善与教育相关的劳动力市场等,提高教育回报率,在社会范围内积极塑造读书有用的风气,营造重视教育的良好氛围。

参考文献

- [1] Azam M., Bhatt V. Like Father, Like Son? Intergenerational Educational Mobility in India[J]. *Demography*, 2015, 52(6): 1929-1959.
- [2] Becker G S, Lewis H G. On the Interaction between the Quantity and Quality of Children[J]. *Journal of Political Economy*, 1973: S279-S288.
- [3] Becker G S, Tomes N. An Equilibrium Theory of the Distribution of Income and Intergenerational Mobility[J]. *Journal of Political Economy*, 1979, 87(6): 1153-1189.
- [4] Becker G S, Tomes N. Human Capital and the Rise and Fall of Families[J]. *Journal of Labor Economics*, 1986: S1-S39.
- [5] Behrman Jere R., Rosenzweig Mark R. Does Increasing Women ' s Schooling Raise the Schooling of the Next Generation?[J]. *Social Science Research Network*, Social Science Research Network, 2002.
- [6] Bitler, Marianne P., et al. The impact of welfare reform on marriage and divorce[J]. *Demography*, 2004, 41(2): 213-236.
- [7] Castello-Climent A, Domenech R. Human Capital Inequality, Life Expectancy and Economic Growth[J]. *RePEc: Research Papers in Economics - RePEc*, RePEc: Research Papers in Economics - RePEc, 2006.
- [8] Chevalier A., Denny K., McMahon D. A Multi-country Study of Inter-generational Educational Mobility[M]. *Education and Inequality Across Europe*. 2009: 260-281.
- [9] Clark G. The inheritance of social status: England, 1600 to 2022[J]. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 2023, 120(27).
- [10] Daude C., Ascendance by Descendants?[Z]. *OECD Development Centre Working Papers*. (2011-03).
- [11] Daude C., Robano V. On intergenerational (im)mobility in Latin America[J]. *Latin American Economic Review*, 2015, 24(1).
- [12] Deng Z, Treiman D J. The Impact of the Cultural Revolution on Trends in Educational Attainment in the People ' s Republic of China[J]. *American Journal of Sociology*, 1997, 103(2): 391-428.
- [13] Fletcher Jason M., Jan J. Intergenerational Mobility in Education: Variation in Geography and Time. NBER Working Paper No. 25324.[J]. *National Bureau of Economic Research*, National Bureau of Economic Research, 2018.
- [14] Hertz T., Jayasundera T., Piraino P., et al. The Inheritance of Educational

- Inequality: International Comparisons and Fifty-Year Trends[J]. *The B.E. Journal of Economic Analysis & Policy*, 2008, 7(2).
- [15]HUANG J. Intergenerational transmission of educational attainment: The role of household assets[J]. *Economics of Education Review*, 2013, 33: 112-123.
- [16]Iannelli C. Educational Expansion and Social Mobility: The Scottish Case[J]. *Social Policy and Society*, 2011, 10(2): 251-264.
- [17]Lucas S R. Effectively Maintained Inequality: Education Transitions, Track Mobility, and Social Background Effects[J]. *American Journal of Sociology*, 2001, 106(6): 1642-1690.
- [18]Raftery Adrian E, Hout M. Maximally Maintained Inequality: Educational Stratification in Ireland[J]. 1993.
- [19]Roodman D. Fitting Fully Observed Recursive Mixed-process Models with `cmp`[J]. *The Stata Journal: Promoting communications on statistics and Stata*, 2011: 159-206.
- [20]SOLON G. Intergenerational Mobility in the Labor Market[M]. *Handbook of Labor Economics*. 1999: 1761-1800.
- [21]Thakruata I, D' Souza E. Child labour and human capital in developing countries - A multi-period stochastic model[J]. *Economic Modelling*, 2018, 69: 67-81.
- [22]陈雅坤,张皓辰,杨汝岱等.经济机会、代际流动性和共同富裕:一个文献综述[J]. *经济学(季刊)*,2023,23(06):2061-2083.
- [23]杜凤莲,石婧,张悦平,张麟.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 (01): 32-51.
- [24]霍雨佳,王昭.共同富裕视域下农村教育机会性别差异的路径研究——来自CFPS的证据[J]. *经济问题探索*, 2022, (08): 75-93.
- [25]李春玲.高等教育扩张与教育机会不平等——高校扩招的平等化效应考查[J]. *社会学研究*,2010,25(03):82-113+244.
- [26]李春玲.社会政治变迁与教育机会不平等——家庭背景及制度因素对教育获得的影响(1940—2001)[J].*中国社会科学*,2003(03):86-98+207.
- [27]李军,周安华.“学二代”现象普遍存在吗?——基于教育数量和质量的代际流动研究[J]. *教育与经济*, 2018, (06): 33-44.
- [28]李力行,周广肃.家庭借贷约束、公共教育支出与社会流动性[J].*经济学(季刊)*,2015,14(01):65-82.

- [29]李祥云,童泽峰.中国高等教育的代际传递及其内在机制:“学二代”现象存在吗?[J].大学教育科学,2022,(06):78-86.
- [30]李修彪,黄乾.中国教育代际流动程度的测算:基于CGSS的实证[J].统计与决策,2020,36(18):46-49.
- [31]梁文艳,杜育红.农村地区家庭社会资本与学生学业成就——中国城镇化背景下西部农村小学的经验研究[J].清华大学教育研究,2012,33(06):67-77.
- [32]林莞娟,张戈.教育的代际流动:来自中国学制改革的证据[J].北京师范大学学报(社会科学版),2015,(02):118-129.
- [33]林锦鸿.中国教育代际流动性研究[D].厦门大学,2021.
- [34]刘宏,李嘉莹.教育代际邻里效应与青少年人力资本积累——来自1986年《义务教育法》的证据[J].经济学(季刊),2023,23(02):784-800.
- [35]刘金典,程名望,吴春燕.父代教育水平、代际传递与子代基础教育不平等[J].经济学动态,2023,(07):91-109.
- [36]刘军.出口强度、产品价值链与企业信息化水平——学习效应还是规模经济效益?[J].产业经济研究,2019,(02):27-38.
- [37]刘生龙,周绍杰,胡鞍钢.义务教育法与中国城镇教育回报率:基于断点回归设计[J].经济研究,2016,51(02):154-167.
- [38]吕炜,郭曼曼,王伟同.教育机会公平与居民社会信任:城市教育代际流动的实证测度与微观证据[J].中国工业经济,2020,(02):80-99.
- [39]罗楚亮,刘晓霞.教育扩张与教育的代际流动性[J].中国社会科学,2018,(02):121-140+207.
- [40]罗卫东,袁月美,许彬.信念与人力资本投资研究进展[J].经济学动态,2022,(09):132-146.
- [41]马骅.教育代际流动的民族差异[J].中南民族大学学报(人文社会科学版),2014,34(03):122-127.
- [42]彭骏,赵西亮.教育扩张与城乡居民家庭教育代际流动性[J].经济学动态,2022,(05):91-109.
- [43]孙俊华,万洋.规模扩张下的高等教育机会不平等测度——兼论高校扩招的教育代际流动效应[J].教育与经济,2023,39(03):53-63.
- [44]孙猛,王昶.家庭资本对子女教育获得的影响研究[J].人口学刊,2021,43

(05): 99-112.

[45]孙永强,郭冠清,颜燕.家庭金融资产、人力资本与代际传递[J].社会科学辑刊,2023,(03):103-113.

[46]孙永强,颜燕.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,(06):59-67.

[47]王甫勤,时怡雯.家庭背景、教育期望与大学教育获得基于上海市调查数据的实证研究[J].社会,2014,34(01):175-195.

[48]魏晓艳.高等教育代际传递及其影响因素的实证研究——谁是“学二代”?[J].中国经济问题,2017,(06):87-97.

[49]吴愈晓.中国城乡居民的教育机会不平等及其演变(1978—2008)[J].中国社会科学,2013,(03):4-21+203.

[50]徐升艳,叶敏而.住房财富如何影响不同家庭的教育支出[J].中国经济问题,2021(04):158-171.

[51]杨娟,何婷婷.教育的代际流动性[J].世界经济文汇,2015,(03):32-42.

[52]杨娟,赵心慧.代际教育流动性的变化趋势[J].中国经济问题,2022,(04):36-49.

[53]杨沫,王岩.中国居民代际收入流动性的变化趋势及影响机制研究[J].管理世界,2020,36(03):60-76.

[54]杨沫.城乡差距视角下农民农村共同富裕的现实挑战与实现路径[J].产业经济评论,2023,(06):135-150.

[55]叶金珍,王勇.相亲结婚真的靠谱吗——基于CFPS2014数据的研究[J].南开经济研究,2019(01):117-136.

[56]周华东,黄家文,刘家楠.中国住房制度改革对教育代际流动的影响[J].系统工程理论与实践:1-20[2023-12-19].

[57]周颖,杨天池,贾男.《义务教育法》与教育代际流动性——基于断点回归的实证检验[J].教育学报,2021,17(06):160-171.

[58]邹薇,马占利.家庭背景、代际传递与教育不平等[J].中国工业经济,2019,(02):80-98.

[59]朱梦冰.婚姻匹配问题研究进展[J].经济学动态,2017,(06):121-131.

致 谢

时光荏苒，转眼间三年的研究生生活已经接近尾声，当初怀着激动的心情来到校园的回忆还历历在目。回首这三年的时光，有太多美好且珍贵的记忆，在此，我想向那些教导过我、帮助过我、激励过我的人表达由衷的感谢。

首先，我要感谢我的导师——管新帅教授，感谢管老师这三年的悉心指导，无论是学习还是生活中都给予了我很多的帮助，让我收获良多。他严谨认真的治学态度和不断创新的学术精神深深的激励着我，使我在研究生期间形成了良好的学习习惯。同时，我能够顺利完成毕业论文，离不开管老师的耐心指导。从开题到论文答辩，管老师即使工作繁忙，也一直反复帮助我打磨论文框架、内容提要。漫漫长路，幸遇吾师。感恩管老师三年来的关心、支持与帮助。其次，感谢经济学院的所有的任课老师，感谢各位老师的倾囊相授，正是你们的辛苦付出，才让我的专业知识与学术素养得以提升。衷心地希望我敬爱的老师们身体健康，桃李满天下。

另外，感谢我的父母，你们是我温暖的港湾，二十多年来陪伴我走过每一个人生重要的阶段，一直支持我，鼓励我，相信我，你们是最坚强的后盾，感谢父母无私的爱与付出。

最后，感谢百忙之中审阅本论文的老师，感谢你们细心的评阅，给出宝贵意见。