

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

霍雨佳 王昭¹

(清华大学:a. 公共管理学院;b. 中国农村研究院, 北京 100084)

【摘要】: 教育代际流动反映长时间跨度内的机会是否公平, 而实现教育公平是实现共同富裕首先要解决的问题。本研究采用中国家庭追踪调查(China Family Panel Studies, CFPS)2010—2018年数据库, 专注共同富裕视域下农村教育代际流动性别差异的形成路径和原因分析, 通过教育代际流动系数、流动方向和流动程度三个视角探讨农村教育机会性别不平等的具体表现。贴合中国农村教育现实背景, 得出农村教育代际传递性别差异主要由均为文盲的父代-子代配对为源头; 农村教育代际流动方向性别差异主要由低等教育家庭女性子女无法获得教育代际向上流动而造成; 农村教育代际流动程度性别差异主要由低等教育家庭女性子女在获得高阶向上流动时的劣势地位造成。

【关键词】: 共同富裕 农村教育 代际流动 性别差异

【中图分类号】: C912.82 **【文献标识码】:** A **【文章编号】:** 1006-2912(2022)08-0075-19

一、引言

为消除两极分化和相对贫困, 党的十九届五中全会审议通过了《中共中央关于制定国民经济和社会发展第十四个五年规划和二〇三五年远景目标的建议》, 明确提出, “人民生活更加美好, 人的全面发展、全体人民共同富裕取得更为明显的实质性进展”。共同富裕是全体人民追求美好生活的向往, 在中国历史性解决了绝对贫困问题之后, 对下一步如何解决相对贫困、实现乡村振兴和推动共同富裕提出重要挑战。共同富裕作为现代化建设的重要目标, 要求兼顾效率与公平, 以解决地区差距、城乡差距、收入差距问题为导向, 共建共治共享的民生发展新格局。

而新时代推进共同富裕的根本问题, 就是要解决人民日益增长的美好生活需要和不平衡不充分发展之间的矛盾。目前, 高质量发展视角下促进共同富裕仍存在短板, 提升低收入群体的收入和福祉至关重要。有学者认为, 机会不平等程度的降低或社会代际流动性的提高是促进经济增长和实现共同富裕的核心力量之一。例如, 王一兵^[1]提出机会平等性对能否实现共同富裕起着决定性的作用。尤其是决定起点是否公平的教育资源配置和就业机会均等, 严重影响公民是否具有平等参与社会财富、社会资源分配的权利^[2]。Mao 和 Journal^[3]指出代际流动对人力资本积累和分配的影响促进了经济增长, 且代际流动对增强社会凝聚力和公平

作者简介: 霍雨佳(1991-), 女, 河南辉县人, 清华大学公共管理学院/中国农村研究院助理研究员(博士后), 研究方向: 乡村治理, 社会代际流动, 机会不平等; 王昭(通讯作者)(1990-), 女, 陕西西安人, 清华大学公共管理学院/中国农村研究院助理研究员(博士后), 研究方向: 生态贫困、乡村治理。

基金项目: 中国博士后科学基金资助项目“劳动力迁移对农村收入代际流动及差距的影响研究”(2022M711836), 项目负责人: 霍雨佳

至关重要^[4]，因为它可能为处境不利的人们创造机会爬上登高的“梯子”。然而，现实情况可能是社会代际流动性正在逐渐下降，或者没有朝着一个好的方向发展，这预示着社会的机会平等也正在受到考验^[5]，未来贫富分化将更为严重，这就对实现共同富裕造成不可忽视的阻碍。

解决机会不平等，需要通过确保更公平的教育机会来解决，因为教育可以重新完善居民的收入分配体系。郭丛斌和闵维方^[6]验证得出，受教育年限的增加有助于提高高收入子女的比例，也就是说，教育有助于促进弱势群体子女实现经济和社会地位的飞跃。随着经济的快速增长和对社会平等的要求不断提高，中国在过去几十年中通过政府的一系列公共教育政策在教育体系上取得了长足的进步，显著提高了平均教育质量和教育水平。然而，这些成就也是中国制度歧视与权力相结合导致教育发展不平等的动因，为相对优势人口提供了更多的教育机会和优质的教育资源。正如 Gradstein^[7]所指出的，教育扩张并没有发挥其普遍性和平等性的作用，反而由于政治压力加剧了南非的收入不平等，这通常导致发生率偏向于富人阶级，并对穷人产生排挤效应。无独有偶，Blanden 和 Machin^[8]证明教育机会的扩展并没有在富裕和贫穷背景的人们之间平均分配。相反，它还扩大了英国贫富儿童之间的教育机会差距。吴晓刚^[9]得出家庭背景对子代享受教育机会方面发挥着重要作用，教育扩招并没有给不同社会阶层带来更加平等的入学机会。相反，中国教育分层现象仍然呈增大趋势。

近年来，性别间教育成就差距问题也备受关注，消除性别差距是国家和谐发展的关键和长期目标。有学者指出，教育中的性别不平等对经济增长具有负面影响^[10]。例如，Klasen 和 Lamanna^[11]与 Klasen^[12]研究发现，教育中的性别不平等导致的人力资本平均质量下降对经济增长极为不利。更为重要的是，中国教育中的性别不平等现象在农村依然存在且十分严峻^[13]。Li 和 Tsang^[14]通过对甘肃和河北农村贫困县的当地统计和家庭调查发现，在大多数县，父母对男孩的教育期望高于女孩，且女孩的失学率高于男孩。通过使用 Meta 分析法，Zeng 等^[15]得出，中国教育程度上的性别不平等不仅存在，而且因地区(农村与城市)和年级水平而不同。女性，尤其是农村女性在获得高中及以上教育机会时存在严重的性别不平等。尽管近年来中国在一定程度上缩小了教育的性别差异，但是女性在高层次教育的入学机会、辍学风险、教育质量以及劳动力市场回报等教育获得和教育成就的指标上仍然落后于男性^[16]，同时由于女性教育“底部持久性”和男性教育“顶部持久性”的凸显共同加剧了教育不平等中的性别差异^[17]。因此，推进农村教育事业的发展，尤其是关注教育的性别不平等，是未来农民实现共同富裕的重要途径。

鉴于此，本研究欲深度探讨教育机会不平等，尤其是性别差异如何随不同群体特征而变化，以及如何在未来减小这种差异，使得教育更有效地发挥促进社会机会平等、打破社会阶层固化、推进共同富裕的作用。

二、文献回顾

Becker 等^[18]首次将人力资本理论引入不同世代之间同一家庭，以收入为经济地位指标来衡量代际传递。人力资本理论认为收入代际流动与人力资本投资密切相关，因为人力资本是决定个体收入的最重要的解释变量之一。当子女从父母那里接受更多的人力及非人力资本投资时，子女的收入将会更多。这种收入代际传递依赖于继承的程度和对子女投资的倾向两方面因素^[19]。收入代际流动不同于代内流动，它是指子女收入对父代收入的依赖程度，是上一代人的收入和地位对下一代人收入和地位的影响程度，它更是衡量一个社会是否公平的重要依据之一。当社会代际流动较高时，意味着机会更加平等，有利于减少贫困阶层的家庭背景对子女收入的约束。然而现实情况是，由于我国居民受教育投资存在较大差异，不同群体间教育机会、就业机会及教育收益的不平等推动了中国整体收入代际流动性的降低^[20]。也有学者提出，我国收入代际流动性在 2004 年以后呈现出不断上升的变化趋势，且中等收入群体是目前我国保持较高代际收入流动性的主要动力来源^[21]。目前，社会代际流动性的计算方法多样且复杂，各国针对不同指标、不同地区、不同时期，运用不同计算方法并基于不同视角所得结论也不完全一致。

基于社会代际流动机制的定义，如果忽视能力的可继承性，经济不平等从上一代传到下一代主要与父母对子女人力资本投资有关。而教育作为人们上一代对下一代人力资本投资最主要、最显著的形式，是收入代际流动的一种重要传递机制，更是衡量社会代际流动的一种重要工具。而且，利用教育指标来衡量社会代际流动性具有多方面的优势。首先，因教育指标在成年后通常是固定和不变的特性，可以更准确的象征被研究对象的社会地位，也可以获得更为一致的估计。而收入、福利、职业等其他衡量

工具在整个生命周期中具有波动性和偶然性，它们在测量方面存在一些实际的缺点，在数据获得上更为困难和复杂^[22]。其次，与收入或其他社会地位衡量指标相比，关于父母教育的回顾信息更加可靠，且质量更高^[23]。因此，代际流动类文献的一个重要分支直接关注教育，通过观察子代教育与父母教育的相关性说明教育机会的平等化趋势和社会代际流动性水平。

教育代际传递，解释了对于给定的教育水平，家庭在各代人中持续处于最高或最底层的可能性有多大。聚焦现有关于教育代际流动性研究，其与许多环境背景有关，例如父母背景、户口状况、性别、家庭结构和其他家庭背景因素（取决于时间和地点）^[24,25,26,27]。总结来说，来自较低社会阶层的子女不太可能表现良好，也很难获得向上的教育代际流动^[28,29,30,31]。

作为描述代际教育传递的标志性文献，Hertz 等^[32]通过儿童教育对父母教育的标准代际回归，估计了全球 42 个国家在教育成就代际持续性方面的 50 年趋势，结果表明，儿童教育与父母教育之间的相关关系是确定的，其中拉丁美洲的代际相关性最高，北欧国家最低。Magnani 等^[31]提供了来自中国城市的证据，即父母与子女的教育相关性正在增加，而且教育代际的高度持久性将成为阻碍子女获得教育和未来劳动力市场成果的障碍。基于同样的观点，Golley 等^[33]指出，城市教育的高度传递性和农村教育的向下流动性无疑加剧了中国的城乡差距。但不容小觑的是，个人获得的教育机会和成就与各种社会背景有关，例如家庭收入、父母职业、家庭规模和其他背景。Jæger^[34]从父母阶级、经济资本、文化资本、社会资本、家庭类型（规模）和性别等方面设置解释变量，用混合 Logit 模型估计了丹麦的教育流动性。Hiroshi 等^[35]通过分层线性模型（HLM）研究了中国农村教育代际相关的决定因素，并强调了家庭阶级地位对教育代际传递的重要性。Neidhöfer 等^[23]表明拉丁美洲不同年龄阶段的不同社会阶层其教育流动性也不同。Checchi 等^[28]通过分解教育的相关系数来调查分组中的教育持续性驱动力，结果表明，意大利教育代际传递性高可归因于未受过教育的父亲和其孩子，以及受过高等教育的父亲及其孩子。

经常被忽视的是，子女在教育流动性方面存在很大的性别差距，尤其是在农村、贫困和落后地区^[33,36,37]。在中国传统文化中，最明显的现象是由于重男轻女思想造成的性别差异，父母以经济支持或其他形式的鼓励对儿子人力资源的期望和投入更多造成性别间存在教育代际流动差异。Golley 等^[33]利用 2008 年中国和印度尼西亚农村-城市移民调查，研究了中国城市、农村和移民人口的教育代际传递情况。她们发现，在不同的亲子配对（儿子/女儿与父母/父亲/母亲配对）之间，教育传递存在显著的性别差异，而且女儿的受教育程度往往比儿子更大程度受到父母/父亲/母亲受教育水平的约束。运用单变量和多变量计量分析方法，Schneebaum 等^[38]表明，奥地利的子代受教育程度与其父母的教育程度相关，尤其是对女儿而言，且女儿从接受高等教育的母亲中更是“受益匪浅”。Emran 等^[39]认为，在对妇女的性别偏见更普遍和更强烈的发展中国家，性别因素在教育流动性方面的作用可能更加突出。在印度农村，他们发现教育代际流动性中的性别偏见仍然很严重，印度的教育持久性水平在亚洲国家中居于首位。

综上所述，尽管已有文献强调了不同性别子女在教育代际传递上的差异显著性，但现有教育代际流动性别差异研究成果的贡献主要集中在性别因素回归系数上，而较少涉及不同教育代际流动方向（包括代际向上、零和向下流动）以及流动程度的性别差异及其变化趋势，但实际上专注教育代际不同流动方向也十分重要，甚至可以获得多方面造成性别差异的具体原因和缓解途径。例如，Kalmijn 等^[29]通过事件历史模型对荷兰中学辍学和向下流动的决定因素进行了研究，他们发现在个人能力和父母资源方面的构成差异可能是儿童教育向下流动的主要原因。同时，不同教育代际流动程度的性别差异表现也值得挖掘，因为教育等级的层级十分明显并且固定，流动程度的阶数和范围也比较有限，而不同个体处于不同程度的教育代际流动时可能表现出不同特征和优势，这也为寻找教育代际流动性别差异的原因和缓解途径提供重要依据。

三、模型设定和变量分析

（一）教育代际流动模型

1. 教育代际流动模型的系数估计及分解。

根据代际流动性估计模型构建原理，首先采用最广泛使用的简单回归模型，即子女教育成果与父母教育成果之间进行简单线性回归。根据 Hertz 等^[32]的观点，考虑标准的代际方程如下：

$$E_i^c = \alpha + \beta E_i^p + v_i \quad (1)$$

其中， E_i 指代教育程度，上标 c 和 p 分别表示子代和父代； v_i 指代误差项，假定为正态分布，平均值为 0，方差为 σ^2 。另一个衡量代际流动性的指标是教育相关系数 ρ ，它介于 -1 和 1 之间，并与 β 相关^[33]，如下所示：

$$\rho = \frac{\sigma_i^p}{\sigma_i^c} \beta \quad (2)$$

式中 σ 指子代和父代的教育标准差。与 β 提供的相对测量值相比，相关系数 ρ 代表了一个绝对测量指标，它从每个队列中的教育离散度可能发生的变化中抽象出来，并将教育程度随年龄变化的差异进行了分解，这也可以被解释为一种衡量由于环境而造成的机会不平等，而这种环境与子代的努力无关。此外， ρ 的变化不仅反映了子代父母教育传播的变化，而且还反映了不同的现象，如教育年限的长期增长和教育程度的不同^[28]。对于 β 和 ρ 而言，较高的值表示子代的受教育程度与其父母的受教育程度更密切相关。而 Hertz 等^[32]表明，这两个系数可能会朝相反的方向变化，因此，Black 和 Devereux^[40]建议同时报告这两个系数。

为了掌握教育分布中的代际传递持久性来源，参考 Checchi 等^[28]与 Golley 和 Kong^[33]的方法，教育相关系数 ρ 可以分解为：

$$\rho = \sigma_i^{cp} / \sigma_i^c \sigma_i^p = \sum_{c,p} \underbrace{[Y_i^c - \mu_i^c] (Y_i^p - \mu_i^p)}_{(a)} \underbrace{\Pr(Y_i^c | Y_i^p)}_{(b)} \underbrace{\Pr(Y_i^p)}_{(c)} / \sigma_i^c \sigma_i^p \quad (3)$$

其中 Y 表示一组可能的教育取值：{0, 6, 9, 12, 15}，分别对应于文盲、小学、初中、高中和大专及以上学历，其中 μ 代表各个年龄段的入学平均值，而 σ_{icp} 是用平均值计算的子女与父母受教育程度之间的协方差。该式表明教育相关系数取决于子代和父代教育水平与平均值的联合偏差，给定父代教育水平的子代达到某一特定教育水平概率，以及父代达到该教育水平的概率。

对相关系数 ρ 的正负效应仅取决于教育程度是否大于相应年龄组的平均水平。对于给定的一对受过大学教育的子代和受过大学教育的父母，他们的教育水平均高于同龄组的平均水平，那么这对组合将为 ρ 做出正向贡献，而如果一对组合其中一方高于(低于)同龄组的平均水平，而另一方低于(高于)同龄组的平均水平，则这对组合将产生负面影响。在等式(3)中，项(a)指朝更高的教育水平的统一趋同。项(c)表示随着国家制度的发展而对教育的改进。项(b)是与教育相关的代际持久性的政策指标^[28]，它可以区分在不同的子代教育分布中，根据父母的教育情况对持续性的贡献。本文致力于观察不同层次的教育对代际持续性的贡献在性别之间是如何不同。

2. 教育代际流动方向的 Logit 二元回归模型。

为了观察不同教育流动方向的性别差异，参考 Logit 二元回归模型，并通过以下方法简化模型：如果子代教育结果低于父代，则为教育代际向下流动；如果子代教育结果与父代等同，则为零流动；如果子代教育结果高于父代，则为教育代际向上流动。借鉴 Deary 等^[41]、Vidal-Coso 和 Miret-Gamundi^[42]的方法，采用二元 Logit 模型，分别观察教育代际向上、零和向下流动时的性别差异。

$$Prob(Y_i = 1 | X_i) = \Lambda(X_i \beta) = \frac{e^{X_i \beta}}{1 + e^{X_i \beta}} \quad (4)$$

该式可被整理为：

$$\ln \left[\frac{P(Y_i = 1)}{P(Y_i = 0)} \right] = X_i \beta \quad (5)$$

其中 $Y_i=1$ 是定义事件发生概率，而 $Y_i=0$ 是事件未发生的概率。更具体地说，将教育代际向上流动的个体与未发生向上流动（即向下流动和零流动）的个体进行比较。同样地，教育代际向下流动的个体与未发生向下流动的个体对比；教育代际零流动的个体与未发生零流动的个体对比。 X_i 代表一组控制变量。

公式(5)可以转换为：

$$Mobility_i = \ln \left[\frac{P(Y_i = 1)}{P(Y_i = 0)} \right] = \alpha + \beta X_i + \mu_i \quad (6)$$

$Mobility_i$ 是教育代际流动性的解释变量，它分别反映了子代教育流动性与相反事实相比发生向下流动、零流动和向上流动的概率比，从而可以分析个体特征和家庭背景特征对教育代际流动性的贡献方向和程度。 μ_i 是误差项，假设其为正态分布，平均值为 0，方差为 σ^2 。本章用这种方法分别估计了教育代际向下、零和向上流动，并对不同父母教育背景下的性别差异进行观察和分析。

3. 教育代际流动程度的多元 Logit 回归模型。

为了观察不同教育流动程度的性别差异如何变化，引入教育代际流动的多元 Logit 模型，借鉴 Kalmijn 和 Kraaykamp^[29]的思想将多元 Logit 回归模型通过以下定义进行简化：如果子代教育结果为文盲，而父代教育程度为大专及以上，即教育等级向下流动四阶，为-4。相反，如果子代教育结果为大专及以上，而父代教育程度为文盲，即教育等级向上流动四阶，为4。依照此规律，教育代际流动可能的情况有-4, -3, -2, -1, 0, 1, 2, 3, 4 九种结果。在这里，假设对比零流动教育代际流动分别向上移动和向下移动的概率是：

$$Prob(Y_i = j | X_i) = \frac{\exp(X_i \beta)}{\sum_{j=-4}^4 \exp(X_i \beta)}, j = -4, -3, -2, -1, 0, 1, 2, 3, 4 \quad (7)$$

将选项 0(教育代际零流动)的参数标准化为 0, 则上式可写为：

$$Prob(Y_i = j | X_i) = P_{ij} = \frac{\exp(X_i \beta)}{1 + \sum_{k=-4}^4 \exp(X_i \beta)}, j = -4, -3, -2, -1, 1, 2, 3, 4 \quad (8)$$

则各选项的对数风险比(Odds Ratio):

$$\ln \frac{P_{j|k}}{P_{i|k}} = X_i'(\beta_j - \beta_i) = X_i' \beta_j, k = 0 \quad (9)$$

Odds Ratio 反映了子代教育代际发生移动与未发生移动的风险比,这样就可以分析教育代际发生某种程度的移动时,性别因素的贡献方向和差异。 X' 代表一组参数向量,而 β 代表一组影响教育代际流动的解释变量。

(二)变量选取及数据分析

本文采用数据来源于中国家庭追踪调查(China Family Panel Studies, CFPS)2010、2012、2014、2016 和 2018 年五年数据,该数据库重点关注中国居民的经济活动、教育成果、家庭关系与家庭动态、人口迁移、健康等在内的诸多研究主题,是一项全国性、大规模、多学科的社会跟踪调查项目。样本覆盖 25 个省/市/自治区,目标样本规模为 16000 户,调查对象包含样本家户中的全部家庭成员。引入样本量较大、时间跨度较长、教育数据充分的面板数据,一定程度上解决由于数据获得造成的局限性,有效支撑本研究的模型构建和变量选取,有利于得出更加稳健的估计结果。

但是,CFPS 数据库仍存在很多问题。例如,由于时间跨度较大各年份数据之间存在着一定比例家庭的更换和缺失,有很多样本会在调查中丢失,而又会有很多样本缺少 2010 年基线调查中有关基线家庭成员的背景数据,尤其是个体父母层面的数据丢失严重使得无法进行代际传递的相关研究。另外,与大多数类似调查相同,CFPS 数据库也存在一定程度上的测量误差,且异常值、缺失值率较高,在问卷调查、填写、录入等环节都有可能出现问题,因而在具体研究过程中仍需进行必要的数据处理。针对上述问题,本文选用 2018 年的农村户口数据集作为分析样本,并用 2010、2012、2014 和 2016 年的基期数据进行重要变量的扩展、补充和校验。具体的,在处理家庭背景变量缺失值较多时,首先以 2010 年家庭关系库的代答信息为基础,再用成人问卷里子女代答的父母信息来补充家庭关系库的缺失值和替换不一致的取值,最后用父母回答的 2012 年个人问卷信息再次补充前两个来源的缺失值和替换不一致的取值,至此得到较为完整的家庭背景变量。经以上处理,在剔除重要变量缺失值后有效样本观测值为 11121 个,其中女性样本 5335 个,男性样本 5786 个,女性和男性的样本量较为均衡,为本研究后续性别差异分析提供可靠的数据基础。

本研究的样本对象包含了从 1953 至 1992 年出生的农村居民,并用 2018 年¹减去出生年份以获取个体的真实年龄,同时将年龄划分为 4 个 10 年的出生队列:26-35、36-45、46-55 和 56-65。选择 26-65 岁的年龄域可以保证个体已完成其完整的教育生涯,并获得较为稳定的教育成就,该年龄段也充分保障了样本量的最大化。其中,四个年龄队列的样本量分别占比 21%,22%,35% 和 22%,表现出较为均匀的分布情况。同时,由于数据限制以及借鉴前文代际流动和机会不平等研究多数学者考虑的控制因素,本研究提出以下一组控制(环境)变量:(i)性别,二分类变量,女性=1;(ii)父母教育取父母间教育成就的最高值,并同时统计教育年限和教育等级两类指标。教育年限有 0、6、9、12 和 15 分别代表文盲、小学、初中、高中和大专及以上,另外构建教育高(文盲及小学)、中(初中)和低(高中及以上)等三类教育等级指标,以此观察不同教育等级背景其性别差异的走势;(iii)父母职业类型,父母都务农=0,否则为 1;(iv)同胞数量,并重新按照 0 个,1 个,2 个或以上分别定义为独生子女、二孩和多于二孩的三分类变量;(v)户口,二分类变量,非农户口=1;(vi)出生地区,将其重新编码为东部、中部和西部三个地区²;(vii)年龄组,分为 4 个 10 年出生队列:26-35、36-45、46-55 和 56-65。它可以消除出生时间的影响,不仅观察环境背景在某个时间点决定结果方面的作用,还可以观察这种作用在不同年龄队列中的变化情况。被解释变量为教育。其中,个人教育与父母教育变量一致,同时统计年限和教育等级两个指标。如表 1 所示,按照父母和子代教育高中低等级划分,农村子女教育多半仅止步于低等教育,其中女性更为严重,其占比高达 61%。总样本子女平均教育年限为 7 年,且男性高于女性。观察父母教育,几乎四分之三都停留在低等教育。样本整体可以看出,越年轻的子代出生在东部、拥有非农户口,其父母具有更高的受教育程度和非农就业会拥有更高的教育水平,相反教育水平越低,且性别差异更为严重。观察任何一个环境背景分类的女性样本平均教育年限都略低于男性,

最低时女性教育水平几乎仅为男性的一半。对比女性和男性两个分样本的环境背景因素占比，发现除了同胞结构占比差异较大外，其他因素分类占比都几乎相同。这也为本文研究性别间教育代际传递差异提供有效背景支撑，也侧面表明同胞结构差异可能与性别存在某种关联。

表 1 子女数据描述性分析

	总样本		女性		男性		女性/男性
	占比	教育	占比	教育	占比	教育	教育比
教育							
低	53	7	61	6	47	8	0.80
中	32		28		36		
高	14		12		17		
父母教育							
低	75	6	74	5	75	7	0.74
中	17	9	18	9	17	9	0.93
高	8	9	8	9	8	9	0.90
父母工作							
农业	72	6	72	6	73	7	0.76
非农	28	8	28	8	27	9	0.88
同胞结构							
独生子女	6	8	4	8	7	9	0.86
二孩	19	9	18	8	20	9	0.96
多于二孩	75	6	77	6	73	7	0.76
出生地							
东部	39	8	38	7	39	8	0.86
中部	26	7	26	7	26	8	0.83
西部	35	6	35	5	35	7	0.71
年龄							
26-35	21	9	21	9	20	10	0.96
36-45	22	7	23	7	22	8	0.86

46-55	35	6	35	5	34	7	0.77
56-65	22	6	21	4	24	7	0.55

首先,从样本数据入手观察父代子代的教育分布,图1为性别间受教育等级矩阵图,即以父母教育等级背景划分的子女教育等级分布,将其子女的不同教育等级百分比与各自父母教育等级相关联。如图所示,子女及其父母受教育程度按照低中高三个等级进行分组后,首先观察教育代际持续性(即子女依旧保持与父母同等教育程度)。低等教育家庭女性教育代际持续性高于男性,表现为69%>52%,而中、高等教育家庭女性持久性却低于男性,分别表现为37%<42%,26%<30%。表明女性更具有教育的“底层持久性”(Bottom Persistence),而男性更具有教育的“中高层持久性”(Top Persistence)^[43]。另外,观察低等教育家庭男性子女获得中高等教育水平的人数几乎达到一半,而女性仅为不到三分之一。这表明农村低等教育家庭的男性子女更多的获得了教育代际向上流动。反观教育代际向下流动,农村中、高等教育家庭的女性更多的获得低等教育水平(39%>33%,37%>29%),表现为农村这类家庭的女性子女比男性发生更多的向下移动。

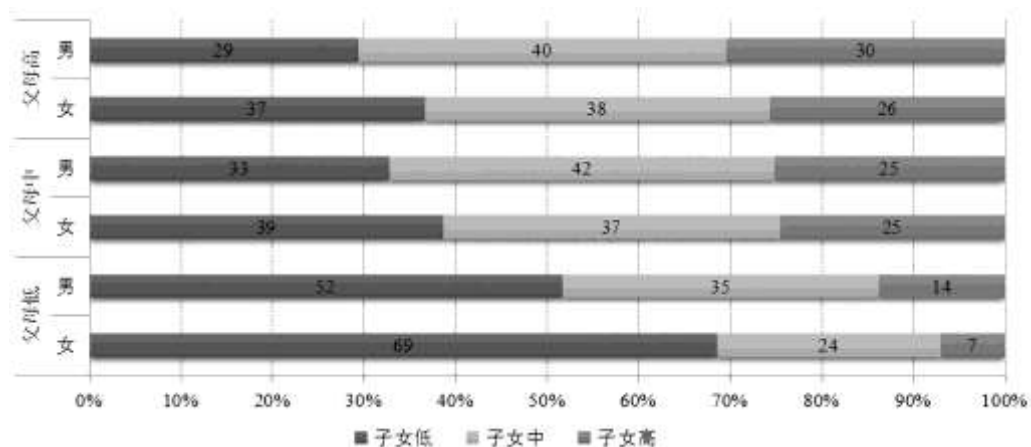


图1 性别间受教育等级矩阵

为了进一步探讨性别差异,而不仅仅是在教育代际传递方面,表2进行了不同教育代际流动方向的性别差异检验。结果表明,在总体样本中,47%的子女已经超过了父母的教育水平,但仍有超过一半的子女处于与父母教育水平相当(36%)或低于父母教育水平(18%)的队列中。观察性别间教育代际流动差异可得,女性发生教育代际向下和零流动比例都高于男性,而发生教育代际向上流动比例低于男性。而且性别与教育代际流动两者之间的总相关系数也通过了 Pearson 检验 ($\chi^2(2)=228.4350^{***}$, $Pr=0.000$)。这表明性别与不同的教育流动性之间存在显著的相关性,也就是说,农村地区教育流动的方向因性别而有很大差异,而 Pearson χ^2 (性别差异)主要由教育代际向上流动部分来解释,其贡献率高达53%。

表2 教育代际流动性别差异检验

	总样本	女性	男性
向下	18	21	15
不变	36	40	32
向上	47	39	54

Chi2 性别差异的贡献率			
向下	24	12	11
不变	24	12	11
向上	53	27	25
Pearson Chi2(2)=228.4350***			

注：*、**、***分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著。

四、农村教育代际流动系数的性别差异

(一) 性别间教育代际流动系数对比

为了观察教育代际流动是如何随着年龄组的减小而改变，以及在女性和男性样本之间存在怎样的差异。首先基于公式(1)根据年龄组对样本进行分组，以获得每个时间段内三个分组的流动性。图 2 为基于公式(1)和公式(2)的跨年龄队列的子代-父代回归(β)和相关系数(ρ)，结果给出两个指数均为正值，并且随着年龄队列的减小而增加。相比较而言，农村女性，特别是更年轻的女性拥有更强的教育代际传递。此外，整体各年龄组的平均回归系数和相关系数分别为 0.26 和 0.27，女性为 0.30 和 0.30，男性为 0.24 和 0.25，略高于 Golley 和 Kong^[33]对中国城市、农村和流动人口的调查结果。同时，与 Hertz 等^[32]运用大量国际数据所得结论进行比较，中国农村教育的代际流动性略高。如图 2 所示，农村女性和男性子样本在所有年龄组的 β 和 ρ 上都显示出性别差异，近来趋势表现为女性高于男性，并且这种性别差异随着年龄组的减小而不断扩大。这意味着农村教育的代际传递对女性而言越来越严重，女性受教育程度的分布趋于固化。同时，两个系数趋势一致性也为后文的对比研究做铺垫。女性的系数(β)和相关性(ρ)在最年轻的群组中最高，分别为 0.44 和 0.42，男性相应的两个指标分别为 0.32 和 0.34。尽管子代的标准差(σ^2)在性别间的队列范围内略有变化，但这些变化不足以在系数(β)和相关性(ρ)的趋势上产生任何实质性差异。因此，较高的标准差值并不是农村女性相对较高回归系数的主要驱动力，这里的性别差异要大于分散差异带来的作用。

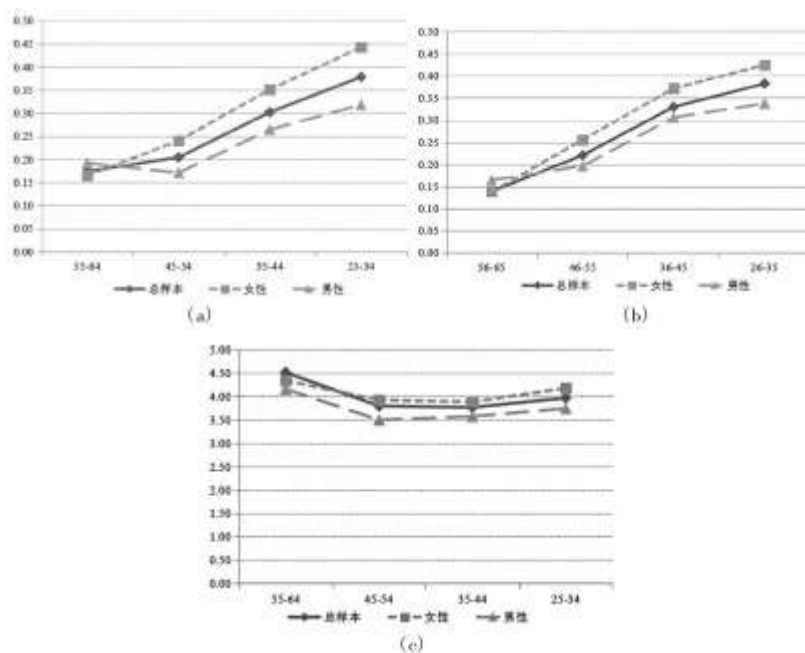


图 2 各年龄组子代教育的(1)回归系数, (2)相关系数和(3)标准差

(二)性别间教育代际流动系数分解

根据公式(3),得到图 3,显示了在父代教育水平确定下,性别间按年龄组划分的教育相关系数分解结果,这突出了教育分布内相关关系的具体来源组成。如图所示,从文盲到大专及以上学历的五个阶段的父母教育中,农村女性和男性样本分别对相关系数的贡献被分离出来。首先关注父母为文盲阶段的两组分解,如图 3(1),可以明显看出同样为文盲阶段的农村子女所贡献的相关性在所有年龄组中占据主导地位。在这种情况下,拥有文盲阶段教育水平的农村父代-子代配对也是性别差异的主要来源,在所有年龄组的女性样本中都表现出较高的积极贡献。具体地,在父母为文盲阶段的 2382 名女性中,1264 人(53%)也接受了同等的教育,574 人(24%)完成了小学教育,443 人(19%)完成了初中教育,87 人(4%)完成了高中教育,14 人(1%)完成了大专及以上学历。将这些数据与男性样本的同类数字相比较,男性人数和占比分别为 850 人(32%),其中不同教育等级人数分别为 701 人(26%)、826 人(31%)、254 人(10%)和 34 人(1%),可以清楚地看出,父母为文盲阶段的农村女孩更有可能停留在与父母同等教育水平,即所谓的“底部持久性”(Bottom Persistence),且女性更不容易发生教育代际向上流动。

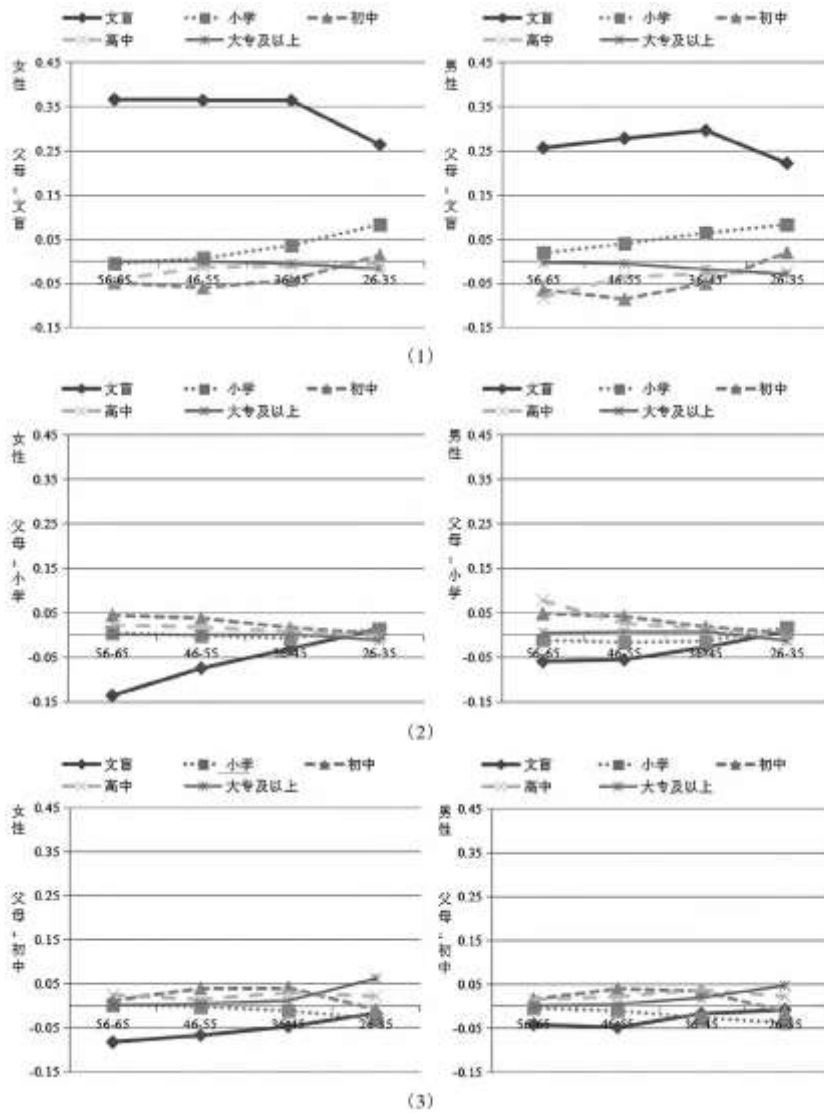


图 3 不同父母教育等级分组的教育相关系数分解

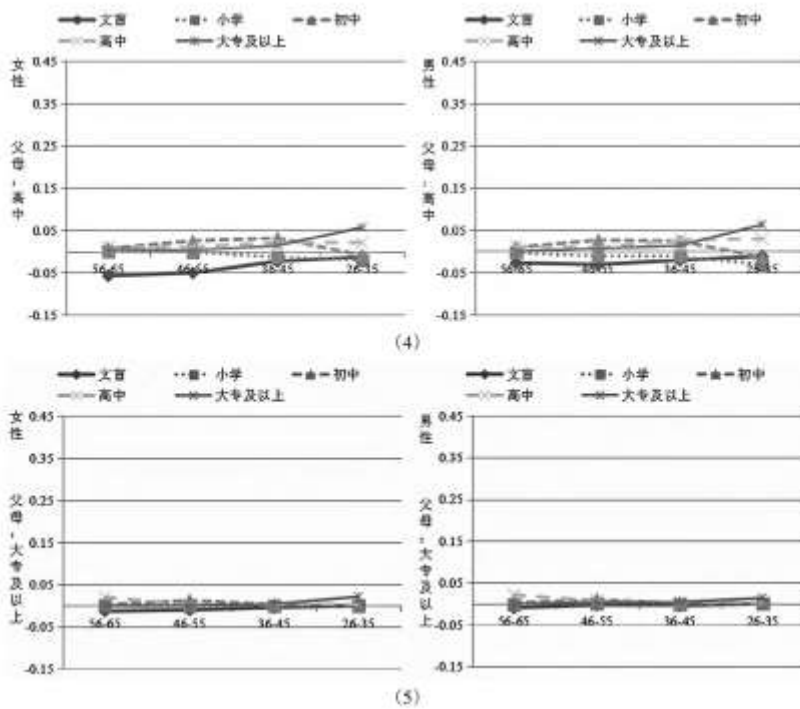


图 3 不同父母教育等级分组的教育相关系数分解

图 3(2)是小学教育阶段父母分组的教育相关系数分解,教育分布中对 ρ 的最大负贡献或“流动性”最大积极贡献成分为小学教育父母与 36-45 岁年龄组之前的文盲教育水平子女之间的相关性,作为一种教育代际向下流动的方式来增加流动性。而在这类父母子女配对中,女性比男性贡献更多,表明农村女性更容易发生教育代际向下流动。在教育分布的另一端,初中或高中子女的积极贡献呈逐渐下降趋势,这是一个很好的迹象,表明此成分各年龄组的教育“持续性”下降。然而,这种好的迹象在性别之间是不同的,男性对比女性的减少更为明显。此分组中,父母有小学文化的 1545 名女性中,有 26%的人倒退至文盲水平,只有 42%的人上了初中或高中,而男性的相应比例分别是 12%和 54%。

图 3 的(3)和(4)类似,初中和高中父母的相关系数分解结果表明,正相关的主要贡献在年龄较大群体中主要来源于初中和高中的子代,而在最小年龄组中来源于大专及以上学历的子代。然而,与第二部分相似,文盲教育水平子代继续以向下流动方式发挥着增加教育流动性的作用,同样的,这种负相关在女性中强于男性,但都随着年龄组的减小而呈现弱化趋势。此两类分组中,963 名初中父母和 396 名高中父母的子女中,分别都有 16%的女性子女和 8%的男性子女倒退至文盲教育水平。图 3(5)为大专及以上学历父母的相关系数分解,由图可得此分组各成分贡献都很小,与初中和高中教育父母分组的系数分解结果趋势相一致。

总之,按照父母教育等级划分的教育相关系数分解图得到,农村子女教育代际传递的主要积极成分均为文盲的父代-子代配对,而这组配对也是性别差异的主要源头,即父母为文盲的女性子女,对比男性更大几率停留在文盲教育水平。

五、农村教育代际流动方向的性别差异

在验证过农村教育代际传递的性别差异后,聚焦发生不同教育代际流动方向是否存在性别差异。基于公式(6),分别探讨总样本、低、中、高等教育家庭其子女教育代际流动方向的性别差异。如表 3 总样本一栏所示,农村女性在发生教育代际向下流动时具有显著倾向,其概率比男性高 64%(优势比为 0.495),且低等和中等教育家庭女性有显著的向下流动倾向,其中低等教育家庭最为严重。具体的,低、中等教育家庭女性发生教育代际向下流动的概率分别比男性高 123%(优势比为 0.804)和 21%(优势比

为 0.188)。可见，农村中、低等教育家庭的女性子女更可能发生教育等级向下移动。而高等教育家庭发生教育代际向下流动不存在显著的性别差异。

表 3 不同父母教育等级下农村教育代际向下流动

	(1) 总样本	(2) 低	(3) 中	(4) 高
父母教育(以低为参考)				
中	2.498*** (0.08)			
高	4.298*** (0.10)			
性别(女性=1)	0.495*** (0.06)	0.804*** (0.09)	0.188* (0.10)	0.092 (0.17)
父母职业(非农=1)	-0.127* (0.07)	0.167 (0.11)	-0.316*** (0.11)	-0.530*** (0.17)
同胞数量	0.095*** (0.02)	0.026 (0.02)	0.246*** (0.04)	0.254*** (0.08)
出生地(以西部为参考)				
东部	-0.480*** (0.07)	-0.421*** (0.10)	-0.549*** (0.12)	-0.226 (0.21)
中部	-0.298*** (0.08)	-0.421*** (0.11)	-0.275** (0.13)	0.141 (0.23)
年龄组(以 56-65 为参考)				
26-35	-1.060*** (0.12)	-0.661*** (0.18)	-1.109*** (0.23)	-1.395*** (0.38)
36-45	-0.147 (0.10)	0.079 (0.13)	-0.603*** (0.22)	-0.219 (0.41)
46-55	0.082 (0.08)	0.086 (0.10)	-0.244 (0.21)	0.614 (0.44)
常数项	-2.770*** (0.12)	-2.841*** (0.14)	-0.135 (0.26)	1.520** (0.45)
N	11121	8284	1926	911

注：*、**、***分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著。

聚焦农村教育代际零流动的性别差异，表 4 给出了子代是否保持在与父母同等教育水平的 Logit 回归结果。具体观察性别因素差异可得，在总样本中显示农村女性具有更强的教育代际传递。而父母为低等教育水平的女儿具有较强的代际持久性，表现为女性发生教育传承的概率为男性的 1.78 倍(优势比 0.578)。相反，父母为中等教育水平的儿子具有更强的代际持久性，具体的男性发生教育传承的概率比女性高 18%(优势比-0.193)。这里表现为在农村地区女性具有教育的“底层持久性”，而男性具有“中层持久性”，与前文分析结论相一致。因此，在教育代际零流动情况下，性别差异的扩大主要是由低等教育家庭中的女性优势和中等教育家庭中的男性优势所造成。

表 4 不同父母教育等级下农村教育代际零流动

	(1) 总样本	(2) 低	(3) 中	(4) 高
父母教育(以低为参考)				
中	0.275*** (0.06)			
高	-1.046*** (0.10)			
性别(女性=1)	0.379*** (0.04)	0.578*** (0.05)	-0.193** (0.10)	-0.254 (0.20)
父母职业(非农=1)	-0.209*** (0.05)	-0.304*** (0.06)	-0.132 (0.10)	0.778** (0.21)
同胞数量	0.014 (0.01)	0.038*** (0.01)	-0.111*** (0.04)	-0.081 (0.09)
出生地(以西部为参考)				
东部	-0.296*** (0.05)	-0.474*** (0.05)	0.303** (0.12)	0.267 (0.25)
中部	-0.281*** (0.05)	-0.448*** (0.06)	0.334*** (0.13)	0.050 (0.27)
年龄组(以 56-65 为参考)				
26-35	-0.342*** (0.07)	-0.643*** (0.09)	0.418* (0.24)	0.837** (0.42)
36-45	-0.206*** (0.06)	-0.329*** (0.07)	0.750*** (0.24)	0.337 (0.44)
46-55	-0.192*** (0.05)	-0.234*** (0.06)	0.648*** (0.23)	-0.691 (0.47)

常数项	-0.386*** (0.07)	-0.362*** (0.08)	-0.804*** (0.27)	-2.462*** (0.54)
N	11121	8284	1926	911

注：*、**、***分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著。

最后关注农村教育代际向上流动的性别差异，如表 5 所示。总样本显示男性发生教育代际向上流动的概率比女性高 48% (优势比-0.641)，且该女性劣势主要发生在低教育家庭，具体为女性比男性向上流动的概率低 54% (优势比-0.781)。而在中等和高等教育家庭中性别差异不显著。一种可能的解释是，在农村地区低教育家庭容易受到资源约束，父母在有限资源条件下对待子女投资往往存在男性偏好，女性子女的教育机会面临严重不平等。更重要的是，上文依据表 2 得到教育流动方向的性别差异主要由教育代际向上流动群体来解释，其贡献率高达 53%，由此也可说明农村教育代际流动方向的性别不平等主要由低教育家庭的女性无法获得教育代际向上流动而造成。

表 5 不同父母教育等级下农村教育代际向上流动

	(1) 总样本	(2) 低	(3) 中	(4) 高
父母教育 (以低为参考)				
中	-1.921*** (0.07)			
高	-2.954*** (0.11)			
性别 (女性=1)	-0.641*** (0.04)	-0.781*** (0.05)	0.054 (0.11)	0.183 (0.23)
父母职业 (非农=1)	0.259*** (0.05)	0.238*** (0.06)	0.516*** (0.11)	-0.092 (0.23)
同胞数量	-0.058*** (0.01)	-0.044*** (0.01)	-0.211*** (0.05)	-0.433*** (0.12)
出生地 (以西部为参考)				
东部	0.556*** (0.05)	0.585*** (0.05)	0.234* (0.14)	0.073 (0.28)
中部	0.453*** (0.05)	0.562*** (0.06)	-0.103 (0.16)	-0.293 (0.31)
年龄组 (以 56-65 为参考)				
26-35	1.011***	0.775***	0.816***	2.331**

	(0.08)	(0.09)	(0.29)	(1.00)
36-45	0.242*** (0.06)	0.296*** (0.07)	-0.078 (0.29)	0.667 (1.05)
46-55	0.135** (0.05)	0.202*** (0.06)	-0.663** (0.31)	0.248 (1.11)
常数项	0.130* (0.07)	0.109 (0.08)	-1.341*** (0.33)	-2.914*** (0.97)
N	11121	8284	1926	911

注：*、**、***分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著。

六、农村教育代际流动程度的性别差异

根据前文中介绍的多元 Logit 模型，进一步判断不同教育代际流动程度上性别差异如何变化。如表 6 所示，(1)至(4)列为教育代际流动分别发生向下移动四阶、三阶、二阶和一阶结果，(5)至(8)列为教育代际流动分别发生向上移动一阶、二阶、三阶和四阶结果。首先，观察向下流动时，除了向下四阶的性别差异不显著，女性都对教育等级向下移动具有促进作用，且向下移动程度越大女性的促进作用越强。而且父母教育年限对教育代际向下流动具有促进作用，即随父母教育水平增高，子女越容易发生教育多等级向下移动。反观教育代际向上流动情况，女性对各种程度的教育代际向上流动都有抑制作用，且向上流动程度越大女性的抑制作用越强。同理，父母教育水平对教育代际向上流动具有抑制作用，且教育代际向上流动程度越大，父母教育水平的抑制作用越强。

表 6 教育代际流动程度的性别差异

解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	-4	-3	-2	-1	1	2	3	4
性别(女性=1)	1.114 (0.72)	1.042*** (0.26)	0.596** (0.13)	0.261*** (0.07)	-0.395*** (0.05)	-0.763*** (0.06)	-1.092*** (0.11)	-1.249*** (0.32)
父母教育	2.647*** (0.31)	1.370*** (0.05)	0.946*** (0.03)	0.497*** (0.01)	-0.027*** (0.01)	-0.185*** (0.01)	-0.256*** (0.01)	-2.902*** (0.03)
父母职业(非农=1)	1.012 (0.90)	-0.554** (0.26)	-0.273** (0.14)	-0.278*** (0.08)	0.154** (0.06)	0.281*** (0.07)	0.395*** (0.12)	-0.153 (0.37)
同胞数量	0.788*** (0.26)	0.408*** (0.08)	0.257*** (0.04)	0.121*** (0.02)	-0.030* (0.02)	-0.058*** (0.02)	-0.061** (0.03)	-0.176 (0.11)
出生地(以西部为参考)								
东部	-3.053*** (0.99)	-1.542*** (0.28)	-0.981*** (0.15)	-0.424*** (0.09)	0.438*** (0.06)	0.628*** (0.07)	0.587*** (0.12)	1.413*** (0.38)

中部	-3.185*** (1.09)	-1.696*** (0.33)	-0.961*** (0.17)	-0.248*** (0.09)	0.387*** (0.07)	0.553*** (0.08)	0.399*** (0.14)	1.221*** (0.40)
年龄组(以 56-65 为参考)								
26-35	-15.817*** (1.06)	-3.751*** (0.54)	-2.216*** (0.26)	-1.081*** (0.14)	0.584*** (0.10)	0.851*** (0.10)	0.805*** (0.14)	3.438*** (0.51)
36-45	-0.702 (1.17)	-1.759*** (0.43)	-0.901*** (0.23)	-0.386*** (0.13)	0.607*** (0.08)	0.060 (0.09)	-0.717*** (0.16)	1.694*** (0.53)
46-55	-0.977 (0.98)	-0.709** (0.32)	-0.125 (0.20)	-0.121 (0.11)	0.516*** (0.07)	0.058 (0.08)	-0.945*** (0.14)	0.303 (0.59)
常数项	-37.554*** (5.51)	-15.208*** (0.73)	-9.298*** (0.35)	-3.984*** (0.16)	-0.703*** (0.09)	-0.385*** (0.10)	-1.090*** (0.16)	-4.762*** (0.67)
N	11121							

注：*、**、***分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著。

为了具体观察农村不同教育代际流动程度的性别差异随父母教育背景的路径变化，进一步探寻不同教育家庭子女性别差异的造成原因，同样运用多元 Logit 模型，将研究样本按照父母教育等级背景划分，分别进行回归后得到表 7。该表显示，农村低等教育家庭女性子女不仅在向下流动一阶时具有促进作用，而且在任一程度的向上流动时都具有显著抑制作用，表明低等教育家庭女性子女在任一流动程度上都比男性子女处于劣势地位。农村中等教育家庭女性子女向下流动二阶时具有促进作用，同时在向上流动二阶也具有促进作用，这说明了中等教育家庭的女性子女其教育代际流动性较好，教育机会相对公平。反观农村高等教育家庭女性子女仅在向下流动三阶时具有显著促进作用，表明该家庭女性子女教育代际流动性较差，但性别间相对较为公平。总之，在教育代际流动程度上，低等教育家庭依旧是子女性别差异最为严重的群组，且随着流动程度的增大性别差异也在增大，表现为女性子女在向上流动尤其是高阶向上流动的显著劣势地位拉大了性别差距。

表 7 不同父母教育等级下农村教育代际流动程度的性别差异

	-4	-3	-2	-1	1	2	3	4
低				0.392*** (0.09)	-0.520*** (0.06)	-0.901*** (0.06)	-1.127*** (0.11)	-1.260*** (0.32)
中			0.919*** (0.18)	0.002 (0.12)	0.007 (0.14)	0.345** (0.17)		
高	1.109 (0.70)	0.901*** (0.30)	0.192 (0.23)	0.083 (0.21)	0.241 (0.28)			

注：*、**、***分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著。

七、结论与建议

教育的高质量均衡发展对实现共同富裕具有重要作用，虽然我国公共政策的制定和实施使得农村教育程度和质量都取得了显著进展，但教育获得机会不平等，尤其是性别间的不平等依然存在且不容忽视。本文基于社会代际流动理论证实了中国农村子女间教育的机会均等远远没有实现，性别间的教育代际流动差异甚至随年龄组减小趋于恶化，并在教育代际传递、流动方向和流动程度上呈现不同表现。本文重在以共同富裕视角下，探寻农村教育代际流动的性别差异路径和原因，为推动教育优质均衡发展、筑牢共同富裕建言献策。

首先，农村子女教育代际传递的性别差异主要由文盲的父代-子代配对为源头，即拥有文盲父母的女性子女对比男性具有更大概率保留文盲教育水平；其次，农村子女教育代际流动方向的性别不平等主要由低等教育家庭女性子女无法获得教育代际向上流动而造成；最后，农村子女教育代际流动程度的性别差异主要由低等教育家庭女性子女在获得高阶向上流动的劣势造成。

基于以上研究结果，政府应更加重视教育均衡发展的重要性，并采取措施缓解农村家庭性别歧视的加剧。对此，本文提出如下政策建议：

第一，弱化家庭背景因素对子女教育机会的影响，逐步实现农村教育机会相对公平。首先，完善农村社会保障制度，确保农村居民最低生活标准，保障低收入群体基本生存条件，缓解其对子女进行人力资本投资时的预算约束，增大其子女接受教育的机会，尤其是女性子女获得高等教育的可能性。其次，加快完善明显倾斜农村群体的收入再分配制度，例如，完善和改革相关税收制度、转移支付制度等，向农村有效倾斜，保障农民优先受益，从而弱化家庭背景因素对子女教育机会的影响。

第二，改善农村偏远落后地区家长的后期教育及家庭教育理念。由于农村子女教育的机会不平等尤其是性别差异都在低等教育家庭最为严重，必须对教育程度较低的父母加强教育优势的宣传和引导。一方面，通过成人教育、继续教育等项目提升农村父母后期文化水平和就业能力，助其正确且公平对待子女间的教育投资倾向。另一方面，通过社区、村委会等联合其他社会经济组织共同创办家长学校，邀请一些育儿专家为农村父母讲解育儿经验，改变其传统思想下的家庭教育理念，传授科学有效的育儿方法，摒弃“重男轻女”、专制、思想固化的传统理念，让农村家庭懂得教育的好处和意义。

第三，改善农村教育投入结构，降低高等教育的机会成本。加大和改善农村教育的投入力度和结构，从根本上一并解决农村子女上学难和升学难问题。重点是，打通寒门学子教育代际向上流动的绿色通道，放宽其小升初、初升高、高升大的门槛和限制，促进农村子女非义务教育机会的平等化发展，为农村子女接受高等、优质教育营造良好、公平的环境。尤其针对本来就处于弱势地位的农村女孩提供更多接受教育的优惠，避免因经济条件、家庭资源的限制导致女孩没有选择接受更高等级教育的机会。

参考文献：

[1] 王一兵. 共同富裕与机会平等[J]. 当代财经, 2004(12):5-9.

[2] 李莉. 现阶段我国公平分配问题及其实现路径研究[D]. 山东理工大学, 2013.

[3] Maoz Y D, Journal O M J E. Intergenerational Mobility and the Process of Development[J]. Economic Journal, 1999, 109(458):677-697.

[4] Khalid M A. Climbing the Ladder: Socioeconomic Mobility in Malaysia[J]. Asian Economic Papers, 2018, 17(3):24-25.

-
- [5]Reforms E P.A family affair:intergenerational social mobility across OECD countries[J].Economic Policy Reforms, 2010(1):166-183.
- [6]郭丛斌, 闵维方. 中国城镇居民教育与收入代际流动的关系研究[J]. 教育研究, 2007(05):3-14.
- [7]Gradstein M.The political economy of public spending on education, inequality, and growth[M].The World Bank, 2003.
- [8]Blanden J,Machin S.Educational Inequality and the Expansion of UK Higher Education[J].Scottish Journal of Political Economy, 2004, 51(2):230-249.
- [9]吴晓刚. 1990—2000 年中国的经济转型, 学校扩招和教育不平等[J]. 社会, 2009, 29(5):88-113.
- [10]Lagerlöf N.Gender equality and long-run growth[J]. Journal of Economic Growth, 2003, 8(4):403-426.
- [11]Klasen S,Lamanna F.The impact of gender inequality in education and employment on economic growth:new evidence for a panel of countries[J].Feminist economics, 2009, 15(3):91-132.
- [12]Klasen S.Does gender inequality reduce growth and development?Evidence from cross-country regressions[M]. Washington, D. C. :The World Bank, 2000.
- [13]董强, 李小云, 杨洪萍, 等. 农村教育领域的性别不平等与贫困[J]. 社会科学, 2007(01):140-146.
- [14]Li D,Tsang M C.Household decisions and gender inequality in education in rural China[J].China:An International Journal, 2003, 1(02):224-248.
- [15]Zeng J,Pang X,Zhang L, et al.Gender inequality in education in China:a meta-regression analysis[J]. Contemporary Economic Policy, 2014, 32(2):474-491.
- [16]郑磊, 张鼎权. 中国教育性别差异的经济学研究评述[J]. 妇女研究论丛, 2013(02):112-119.
- [17]霍雨佳. 中国教育不平等的性别差异——基于代际流动与机会不平等分解视角[J]. 经济与管理研究, 2021, 42(08):52-69.
- [18]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.
- [19]沈丽杰. 人力资本代际投资与代际收入流动性研究[D]. 山东大学, 2018.
- [20]李清明, 睢党臣. 人力资本框架下代际收入流动性的影响因素研究[J]. 云南行政学院学报, 2021, 23(1):10.
- [21]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):72-88.

-
- [22]Nybom M,Stuhler J.Heterogeneous income profiles and lifecycle bias in intergenerational mobility estimation[J]. Journal of Human Resources,2016, 51(1):239-268.
- [23]Neidhöfer G,Serrano J,Gasparini L.Educational inequality and intergenerational mobility in Latin America:A new database[J]. Journal of Development Economics,2018, 134:329-349.
- [24]Judith B.Number of Siblings and Educational Mobility[J].American Sociological Review,1985:84-94.
- [25]Brooks R,Waters J.Social networks and educational mobility:the experiences of UK students[J]. Globalisation Societies & Education,2010, 8(1):143-157.
- [26]Conley D.Sibship sex composition:Effects on educational attainment[J]. Social Science Research,2000, 29(3):441-457.
- [27]Conley D,Glauber R.Parental Educational Investment and Children's Academic Risk:Estimates of the Impact of Sibship Size and Birth Order from Exogenous Variations in Fertility[J]. Journal of human resources, 2006, 41(4):722-737.
- [28]Checchi D,Fiorio C V,Leonardi M.Intergenerational persistence of educational attainment in Italy[J]. Economics Letters,2013, 118(1):229-232.
- [29]Kalmijn M,Kraaykamp G.Dropout and downward mobility in the educational career:An event-history Analysis of ethnic schooling differences in the Netherlands[J].Educational Research Evaluation,2003, 9(3):265-287.
- [30]Kupfer A.Educational upward mobility:practices of social changes[M]. Springer,2015.
- [31]Magnani E,Zhu R.Social mobility and inequality in urban China:understanding the role of intergenerational transmission of education[J]. Applied Economics,2015, 47(43):4590-4606.
- [32]Hertz T,Jayasundera T,Piraino P,et al.The inheritance of educational inequality:International comparisons and fifty-year trends[J].The BE Journal of Economic Analysis & Policy,2007, 7(2):1775-1775.
- [33]Golley J,Kong S T.Inequality in intergenerational mobility of education in China[J].China World Economy, 2013, 21(2):15-37.
- [34]Jæger M M.Educational mobility across three generations:The changing impact of parental social class, economic,cultural and social capital[J]. European Societies,2007, 9(4):527-550.
- [35]Hiroshi S,Shi L I.Class Origins,Family Culture, and Education in Rural China[J]. China Economic Quarterly, 2008.
- [36]Jacobs J A.Gender inequality and higher education[J].Annual review of sociology,1996, 22(1):153-185.

[37]Post D. Region, poverty, sibship, and gender inequality in Mexican education: Will targeted welfare policy make a difference for girls? [J]. *Gender & Society*, 2001, 15(3): 468-489.

[38]Schneebaum A, Rumpelmaier B, Altzinger W. Gender and migration background in intergenerational educational mobility [J]. *Education Economics*, 2016, 24(3): 239-260.

[39]Emran M S, Shilpi F. Gender, geography, and generations: Intergenerational educational mobility in post-reform India [J]. *World Development*, 2015, 72: 362-380.

[40]Black S E, Devereux P J. Recent Developments in Intergenerational Mobility [J]. *Handbook of Labor Economics*, 2011, 4b.

[41]Deary I J, Taylor M D, Hart C L, et al. Intergenerational social mobility and mid-life status attainment: Influences of childhood intelligence, childhood social factors, and education [J]. *Intelligence*, 2005, 33(5): 455-472.

[42]Vidal-Coso E, Miret-Gamundi P. The labour trajectories of immigrant women in Spain: Are there signs of upward social mobility? [J]. *Demographic Research*, 2014, 31: 337-380.

[43]Huo Y, Golley J. Intergenerational education transmission in China: The gender dimension [J]. *China Economic Review*, 2022, (71): 101710.

注释:

1CFPS 数据库最新的一轮调查于 2018 年开始。

2 东部地区包括北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东、海南。中部地区包括山西、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北、湖南。西部地区包括四川、贵州、云南、西藏、山西、甘肃、青海、宁夏、新疆、重庆、广西、内蒙古。