

# 交通基础设施建设对农村教育代际流动性的影响分析\*

邹先强<sup>1,2</sup> 赵心源<sup>1,3</sup>

**摘要:** 本文以中国 21 世纪初逐步建成的“五纵七横”国道主干线为准实验,将国家基础地理信息数据库数据和农业农村部全国农村固定观察点微观调查数据进行匹配,使用双重差分法探究交通基础设施建设对农村教育代际流动性的影响。研究发现:交通基础设施建设显著提升了农村教育代际流动性;相较于男性子代,交通基础设施建设对女性子代与父代之间的教育代际流动性影响更显著。拓展性分析发现:一方面,交通基础设施建设增加了低学历父代的外出务工时间和外出务工收入,有助于农村教育代际流动性的提升;另一方面,交通基础设施建设对子代外出务工行为没有显著影响。

**关键词:** 交通基础设施建设 教育代际流动性 人力资本投资 劳动力流动

**中图分类号:** F320.3; C913.4 **文献标识码:** A

## 一、引言

改革开放以来,随着中国经济的高速发展,教育机会公平问题日益凸显。全国教育代际流动性从“50后”的 0.7 左右下降到“80后”的 0.55 左右(李力行和周广肃,2014)。对于农村家庭而言,学校教育作为人力资本投资的重要方式,是他们自身实现向上流动的重要途径(王卫东等,2020),也是“斩断”贫困代际传递的重要方法(王瑾,2008)。因此,加强农村教育代际流动性问题的相关研究,对于寻找提升农村教育代际流动性的途径、扎实推进共同富裕具有重要意义。

事实上,教育代际流动性是衡量社会机会公平的一个重要指标。教育代际流动性低意味着农村家庭的子女难以通过教育实现阶层跃迁,导致农村贫困固化和城乡差距扩大。学界围绕教育代际流动性问题展开了丰富的研究。就国外研究而言,一些学者认为,儿童保育政策的实施(Havnes and Mogstad,

\*本文研究得到国家社会科学基金青年项目“数字经济、劳动力市场与共同富裕研究”(编号:22CJY072)、北京市社会科学基金重点项目“缓解相对贫困路径研究及其对北京的政策含义”(编号:22JJA001)和人的发展经济学研究中心 2022 年度研究项目“交通基础设施建设、人力资本投资和代际流动”(编号:CCEHD-G202208)的资助。感谢匿名审稿专家提出的宝贵意见,但文责自负。本文通讯作者:赵心源。

2015)、公立学校的扩张(Card et al., 2022)是提升教育代际流动性的重要手段。就国内研究而言,一些学者探究了学制改革的推进(林莞娟和张戈, 2015)、义务教育法的实施(陈斌开等, 2021)、高校扩招政策的落实(彭骏和赵西亮, 2022)等外生冲击对中国教育代际流动性的影响,发现这些外生冲击在提升中国教育代际流动性和促进教育机会公平方面发挥着重要作用。但是,令人遗憾的是,罕有研究关注交通基础设施建设对农村教育代际流动性的重要作用。交通基础设施建设作为一项重大的公共投资项目,不仅能够改善农村地区的交通条件,还能够通过影响农村家庭的人力资本投资、劳动力外出务工、收入水平等,间接提升农村教育代际流动性。然而,由于交通基础设施建设对农村教育代际流动性的影响是一个长期、复杂的过程,难以直接进行观察,已有研究很少关注这一问题。

鉴于此,本文将中国21世纪初逐步建成的“五纵七横”国道主干线视为一项准实验,应用双重差分法,评估交通基础设施建设对农村教育代际流动性的影响。本文的边际贡献在于:第一,已有文献大多针对交通基础设施建设带来的经济效应进行研究(罗斯炫等, 2018; 罗斯炫等, 2022),但对于交通基础设施建设带来的社会效应尚不够重视,本文则从社会效应这一角度分析了中国交通基础设施建设在促进教育机会公平方面的价值。第二,本文从农村家庭劳动力外出务工时间和外出务工收入的视角开展拓展性分析,探究交通基础设施建设与农村教育代际流动性之间的关系,有助于更好地理解交通基础设施建设对农村教育代际流动性影响的潜在机制。

## 二、理论分析与研究假说

### (一) 理论分析

1.人力资本投资理论。人力资本是指劳动力的质量,它影响着劳动者的生产效率和实际收入水平。父代对子代的教育投资是提高子代人力资本水平的重要途径,父代在进行教育投资决策时会权衡教育投资的长期预期收益和短期劳动回报(贝克尔, 2016)。为了便于分析,本文将代表性家庭的子代生命周期抽象为两个阶段:在第一阶段,父代需要在让子代从事低技能(低学历)工作和让子代获得更长教育年限之间做选择。在第二阶段,代表性家庭的子代进入就业市场。若第一阶段父代没有进行教育投资,那么子代将在第二阶段获得低工资工作;若第一阶段父代进行了教育投资,那么子代将在第二阶段获得高工资工作。因此,子代在第二阶段的收入水平与第一阶段父代所作的教育投资决策密切相关。同时,由于父代对子代的教育投资可视为一种普通商品,它会受父代收入水平的制约,并随着父代收入的增加而增加(贝克尔, 2016),父代对子代的教育投资不是无限制的。因此,父代对子代的教育投资是父代在收入约束条件下,通过权衡教育投资成本和预期收益而进行的理性决策行为。

2.代际流动性理论。代际流动性和代际相关性是同一问题的两个方面。代际流动性是指子代社会经济地位相对于父代社会经济地位的变化程度。代际相关性则是指子代的社会经济地位与父代社会经济地位的相关程度。这意味着,代际相关性越高,代际流动性通常就越低(Solon, 1999)。20世纪70年代末,经济学家开始基于微观家庭理性决策角度思考代际流动性问题(Becker and Tomes, 1979)。根据代际流动性理论,代表性家庭中的父代对子代具有一定的利他主义倾向,他们会通过人力资本投资决策来平衡自己的消费和子代的收入,使自身的总效用最大化。因此,父代的终身收入水平和子代

的终身收入水平之间呈正相关关系 (Becker and Tomes, 1979)。教育代际流动性是衡量代际流动性的一个重要方面, 是指子代受教育水平相对于父代受教育水平的变化程度。当把教育作为父代对子代人力资本投资结果和子代终身收入水平的前提条件后, 可以发现, 受教育水平高的父代会通过提高对子代的人力资本投资来提高子代受教育水平 (Becker et al., 2018)。代际流动性理论从人力资本投资的角度刻画了教育代际流动性产生的原因。由此可知, 不同学历父代的收入与教育投资决策差异是教育代际流动性形成和变化的重要原因。

3. **劳动力流动理论。**劳动力流动是指劳动者为了获得更高收入, 在权衡流动成本和预期收益后, 在地区间或产业间进行流动的现象。城乡间劳动力流动和二元经济结构是发展中国家的典型特征。随着经济社会的发展和城镇化进程的推进, 非农部门产值与工资水平逐渐高于农业部门, 由此吸引农业部门劳动力流入非农部门, 进而导致农业部门产值下降 (Lewis, 1954)。当农业部门劳动力进入非农部门之后, 其收入水平往往得以提升。而交通基础设施建设能够极大便利城乡间的劳动力流动, 降低农业部门劳动力的流动成本, 这将有助于他们子代受教育程度和教育代际流动性的提升。

## (二) 研究假说

1. **交通基础设施建设、父代人力资本投资行为与教育代际流动性。**交通基础设施建设能降低农村家庭劳动力的流动成本, 改善农村家庭劳动力的就业和收入状况, 由此对农村家庭的人力资本投资决策产生深刻影响。但是, 这种影响在代表性家庭不同生命周期阶段之间具有差异。根据前文人力资本投资理论的分析框架, 就子代而言, 自身工资水平的提高会增加他们继续接受教育的机会成本, 从而抑制父代对他们的教育投资。相反, 就父代而言, 他们可以进入城镇劳动力市场以获得更高的工资收入, 从而缓解自身对子代教育投资的预算限制, 提高对子代的教育投资水平 (贝克尔, 2016)。同时, 不同学历父代面临的预算约束也存在差异。相比高学历父代, 低学历父代往往面临着更大的预算压力 (Brown and Park, 2002), 这限制了他们为子代提供高中教育的能力 (Liu et al., 2009)。因此, 当交通基础设施建设降低农村家庭劳动力的流动成本时, 这种流动成本的降低往往在更大程度上放松了低学历父代面临的预算约束, 促使他们产生更强的外出务工动机, 进而改善自身收入状况, 增加对子代教育的投资, 使得交通基础设施建设潜在地提升农村教育代际流动性。据此, 本文提出假说 H1。

H1: 交通基础设施建设有助于农村教育代际流动性的提升。

2. **交通基础设施建设对教育代际流动性影响的性别差异。**在发展中国家农村地区, 父代普遍存在性别偏好, 倾向于给男性子代更多的教育投资 (Das Gupta, 1987)。因此, 许多学者研究了外生冲击下父代对不同性别子代教育投资行为的差异 (Maccini and Dean, 2009; Joshi, 2019), 发现在外生冲击来临前, 父代通常偏爱男性子代, 并且给予男性子代更高的教育投资水平。当外生冲击来临时, 父代会根据外生冲击情形优先调整对女性子代的教育投资水平<sup>①</sup>。除了性别偏好的影响外, 教育回报率

<sup>①</sup>父代对女性子代初始教育投资水平往往低于对男性子代的初始教育投资水平, 所以, 当遇到正面冲击时, 父代往往会更多提升对女性子代的教育投资水平。相反, 当遇到负面冲击时, 他们就会先降低对女性子代的教育投资水平。因此, 无论是正面冲击还是负面冲击, 父代都倾向于优先调整对女性子代的教育投资水平。

的性别差异也是父代对子代教育投资不同的的重要原因。已有研究发现，劳动力流动会提升农村的教育回报率，且女性劳动力的教育回报率明显高于男性（李强等，2022）。这意味着，女性比男性更容易从农业生产中解放出来，在非农部门找到受雇或自雇的机会。基于上述分析可以推断，外生冲击对农村教育代际流动性的影响是存在性别差异的。相比男性子代，女性子代与父代的教育代际流动性更容易受到外生冲击的影响。由于交通基础设施建设在农村地区可被视为一种外生冲击，本文推测，它对农村教育代际流动性的影响也存在一定程度的性别差异。据此，本文提出假说 H2。

H2: 交通基础设施建设对农村教育代际流动性的影响存在性别差异，并且将在更大程度上改善女性子代与父代的教育代际流动性。

3. 交通基础设施建设对农村家庭劳动力外出务工时间和收入的影响。交通基础设施建设可以通过降低农村家庭劳动力流动成本和促进经济发展来改善农村家庭劳动力的就业和收入状况。一方面，改革开放以来，随着基础设施建设的持续推进，农村家庭劳动力的流动成本逐渐下降，这为大量农村家庭劳动力流入城镇劳动力市场以获取更高的工资收入创造了良好条件（Adukia et al., 2020）。另一方面，交通基础设施建设会影响地区产业集聚、产业转移和劳动要素的空间配置。随着基础设施建设的不断完善，集聚经济效应得以发挥，产业和要素将呈现出集聚发展的态势（叶炜和林善浪，2017）。这会带动本地城镇地区经济增长，并促进生产效率提高，同时也为城镇周边的农村家庭劳动力提供大量就业岗位，进而提升农村外出务工人员的收入水平（李谷成等，2022）。此外，相较于富裕的农村家庭，低收入农村家庭劳动力外出务工通常面临着更大的约束。因此，交通基础设施建设会在更大程度上放松低收入父代和子代流入城镇的预算约束，从而在更大程度上促进低收入农村家庭劳动力的迁移行为（Cai, 2020）。故而，交通基础设施建设可能通过降低农村家庭劳动力流动成本和发挥集聚经济效应来增加农村家庭劳动力外出务工时间，进而提升农村家庭劳动力的外出务工收入水平。不仅如此，交通基础设施建设对低收入农村家庭劳动力外出务工收入水平的影响可能更大。同时，农村家庭劳动力的收入水平与其受教育水平正相关，低收入农村家庭劳动力的受教育水平往往较低。据此，本文提出假说 H3。

H3: 交通基础设施建设对低学历、低收入农村家庭劳动力外出务工收入水平的提升程度更大，从而改善教育代际流动性。

### 三、研究设计

#### （一）变量说明

1. 教育代际流动性。教育代际流动性可以划分为两类，即绝对教育代际流动性和相对教育代际流动性。本文主要关注相对教育代际流动性。关于相对教育代际流动性的测度，已有文献一般先计算教育代际相关性，再用 1 减去教育代际相关性，从而得到教育代际流动性。教育代际相关性的测量方法主要有三种（Emran and Shilpi, 2019），分别是教育代际回归系数、教育代际相关性系数和教育代际秩相关系数。其中，教育代际回归系数为子代受教育年限对父代受教育年限进行回归得到的系数，可以通过构造以下回归模型得到：

$$Edu_c = \mu_0 + \mu_1 Edu_p + \delta X + \varepsilon \quad (1)$$

(1) 式中： $Edu_c$  和  $Edu_p$  分别是子代和父代受教育年限， $X$  是控制变量， $\varepsilon$  是误差项。 $\mu_1$  是教育代际回归系数的值， $\mu_0$  是常数项。

计算教育代际相关性系数的回归模型为：

$$\frac{Edu_c}{\sigma_c} = \rho_0 + \rho_1 \frac{Edu_p}{\sigma_p} + \delta X + \varepsilon \quad (2)$$

(2) 式中： $\sigma_c$  和  $\sigma_p$  分别是子代和父代受教育年限的标准差，其他变量含义与 (1) 式相同。教育代际相关性系数为子代受教育年限标准化对父代受教育年限标准化进行回归得到的系数<sup>①</sup>， $\rho_1$  是教育代际相关性系数的值， $\rho_0$  是常数项。

计算教育代际秩相关系数的回归模型为：

$$Edu\_rank_c = \sigma_0 + \sigma_1 Edu\_rank_p + \delta X + \varepsilon \quad (3)$$

(3) 式中： $Edu\_rank_c$  和  $Edu\_rank_p$  分别指子代和父代受教育年限的排序，其他变量含义与 (1) 式相同。 $\sigma_1$  为教育代际秩相关系数的值， $\sigma_0$  是常数项。

由于教育代际流动性等于 1 减去教育代际相关性，而教育代际相关性可以通过以上三种方法直接测度，因此，本文实证部分主要通过考察交通基础设施建设对教育代际相关性的影响，来得到交通基础设施建设对教育代际流动性的影响。具体地，假设交通基础设施建设用变量  $R$  来衡量，本文构建如下方程来分析其对教育代际相关性的影响：

$$Edu\_outcome_c = \theta_0 + \theta_1 Edu\_outcome_p + \theta_2 R + \theta_3 R \times Edu\_outcome_p + \delta X + \varepsilon \quad (4)$$

(4) 式中： $Edu\_outcome_c$  和  $Edu\_outcome_p$  分别表示子代和父代受教育结果的变量，包括受教育年限、受教育年限标准化和受教育年限排序。 $R$  的取值位于 0 到 1 之间。特别地，当  $R=0$  时，教育代际相关性是  $\theta_1$ ；当  $R=1$  时，教育代际相关性是  $\theta_1 + \theta_3$ 。 $\theta_3$  的值反映了  $R$  从 0 变成 1 的时候，教育代际相关性的变化。本文通过系数  $\theta_3$  来判断交通基础设施建设对教育代际相关性的影响，从而验证交通基础设施建设对教育代际流动性的影响。如果  $\theta_3$  小于 0，则表明交通基础设施建设降低了教育代际相关性，提升了教育代际流动性；如果  $\theta_3$  大于 0，则表明交通基础设施建设提高了教育代际相关性，降低了教育代际流动性。

2. 交通基础设施建设衡量方式：子代 12~15 周岁享受通路的年份数份额。本文基于“五纵七横”国道主干线的建设来研究交通基础设施建设对农村教育代际流动性的影响。因此，需要将交通基础设施建设的进程与样本村联系起来，以区分不同样本村中不同出生年份群体受到交通基础设施建设影响的差异。故而，本文构造了变量“子代 12~15 周岁享受通路的年份数份额”，具体步骤如下：首先，根据国家基础地理信息数据库数据计算得到 2001—2007 年<sup>②</sup>不同样本村到最近国道主干线球面距离的

<sup>①</sup> 本文将受教育年限与受教育年限标准差的商定义为“受教育年限标准化”，下文同。

<sup>②</sup> 这一数据截至 2007 年的原因是，“五纵七横”国道主干线在 2007 年年底已基本建成。

面板数据。其次，根据不同样本村首次达到截至 2007 年与最近国道主干线的最小球面距离的年份来定义不同样本村的通路年份<sup>①</sup>。最后，参考 Hoynes et al. (2016) 的研究，根据子代 12~15 周岁<sup>②</sup>所处的年份区间和子代所在样本村实现通路的年份，计算子代在 12~15 周岁享受通路的年份数份额<sup>③</sup>，得到子代在 12~15 周岁这一阶段受交通基础设施建设的影响程度。

3.控制变量。本文的控制变量主要包括个体、家庭和村级三个层面。其中：个体层面控制变量包括子代性别、子代户口类型和子代健康状况；家庭层面控制变量包括家庭主要收入来源、是否乡村干部家庭、是否党员家庭、是否少数民族家庭；村级层面控制变量包括样本村的地形特征、样本村的经济区域类型、是否属于城市郊区、是否属于工矿郊区、是否属于乡镇政府所在地、经济发达程度。

## (二) 数据来源和变量的描述性统计

国道主干线各路段建设和开通时间数据来源于《中国交通年鉴》(2001—2007 年, 历年), 地理行政边界数据和“五纵七横”国道主干线系统地理信息数据来自云南测绘地理信息中心。样本村的地理位置数据来自百度地图, 并借助 ArcGis 软件测算样本村到国道主干线的最短球面距离。本文使用的微观数据来自农业农村部全国农村固定观察点微观调查数据。农业农村部全国农村固定观察点调查体系是 1984 年经中共中央书记处批准建立的。调查数据从 1986 年开始, 包含详细的家户和村庄信息。2003 年后, 农业农村部全国农村固定观察点的调查问卷新增了家庭成员信息表, 对家庭成员的个人基本信息、外出就业状况等内容进行了详细调查。本文将农业农村部全国农村固定观察点微观调查数据和村级层面实现通路时间的数据进行匹配, 最终得到一组截面数据。其中, 基准回归中被解释变量选取的是 2013 年的调查数据<sup>④</sup>。在样本选取方面, 权衡研究需要和样本量之后, 本文选取了截至 2013 年, 1979—2001 年出生并已经确定受教育年限的子代群体。

变量的描述性统计如表 1 所示。

<sup>①</sup>例如, 如果某样本村在 2003 年“通路”, 就意味着该村在 2003 年达到截至 2007 年与最近国道主干线的最小球面距离, 在 2003—2007 年该距离没有发生变化。那么, 2003 年就被视为该样本村通路的年份。另外, 为便于表达, 后文多处使用“通路”来替代“交通基础设施改善”这一说法。

<sup>②</sup>本文认为子代 12~15 周岁为上学关键阶段(初中阶段)。

<sup>③</sup>假设一个样本村于 2005 年通路, 那么根据本文的定义, 在该样本村 1992 年之后出生的群体, 在 12 周岁时就已经享受了通路带来的益处。因此, 这部分群体在 12~15 周岁享受通路的年份数份额是 1。类似地, 该样本村 1992 年出生的人享受通路的年份数份额是 0.75, 该样本村 1991 年出生的人享受通路的年份数份额是 0.5, 该样本村 1990 年出生的人享受通路的年份数份额是 0.25, 该样本村 1990 年之前出生的人享受通路的年份数份额是 0。

<sup>④</sup>研究教育代际流动性需要获取父代和子代的受教育年限, 而个体受教育年限一旦确定通常就不会随时间发生变化。因此, 本文基准回归只需选取一期数据展开分析。考虑到数据可得性, 本文最终选取 2013 年的数据进行分析。需要强调的是, 本文中的受教育年限指的是受正规教育的年限。同时, 对于调查时依旧在接受正规教育的样本, 本文予以删除。

交通基础设施建设对农村教育代际流动性的影响分析

表 1 变量定义和描述性统计

| 变量类别        | 变量名称                  | 变量定义   | 均值    | 标准差   |
|-------------|-----------------------|--|-------|-------|
| 被解释变量       | 子代受教育年限               | 受访家庭子代 2013 年的受教育年限 (年)  | 9.417 | 2.793 |
|             | 子代受教育年限标准化            | 受访家庭子代 2013 年的受教育年限除以子代受教育年限的标准差   | 3.372 | 1.000 |
|             | 子代受教育年限排序             | 受访家庭子代 2013 年的受教育年限在全部样本中的排序 (缩放至 0~1 区间内)                                   | 0.409 | 0.121 |
| 核心解释变量的相关变量 | 父代受教育年限               | 受访家庭父亲 2013 年的受教育年限 (年)  | 6.909 | 2.574 |
|             | 父代受教育年限标准化            | 受访家庭父亲 2013 年的受教育年限除以父亲受教育年限的标准差   | 2.684 | 1.000 |
|             | 父代受教育年限排序             | 受访家庭父亲 2013 年的受教育年限在全部样本中的排序 (缩放至 0~1 区间内)                                   | 0.406 | 0.151 |
|             | 子代 12~15 周岁享受通路的年份数份额 | 受访家庭子代从 12 周岁开始到 15 周岁结束期间 (4 年内) 享受通路的年份数份额, 包含五个值, 分别为 0、0.25、0.5、0.75 和 1 | 0.398 | 0.444 |
| 控制变量        | 子代性别                  | 受访家庭子代的性别: 男=1, 女=0  | 0.547 | 0.498 |
|             | 子代户口类型                |  |       |       |
|             | 农业户口                  | 受访家庭子代是否为农业户口: 是=1, 否=0  | 0.940 | 0.238 |
|             | 非农户口                  | 受访家庭子代是否为非农户口: 是=1, 否=0  | 0.060 | 0.237 |
|             | 子代健康状况                | 受访家庭子代 2013 年的健康状况: 优=5, 良=4, 中=3, 差=2, 丧失劳动能力=1                             | 4.765 | 0.502 |
|             | 家庭主要收入来源              |  |       |       |
|             | 家庭经营收入                | 受访家庭的收入来源是否以家庭经营收入为主: 是=1, 否=0   | 0.749 | 0.433 |
|             | 私营企业经营收入              | 受访家庭的收入来源是否以私营企业经营收入为主: 是=1, 否=0   | 0.032 | 0.175 |
|             | 受雇劳动者收入               | 受访家庭的收入来源是否以受雇劳动赚取的工资为主: 是=1, 否=0  | 0.150 | 0.357 |
|             | 受雇经营者收入               | 受访家庭的收入来源是否以受雇经营者收入为主: 是=1, 否=0  | 0.009 | 0.097 |
|             | 国家干部职工或乡村干部工资收入       | 受访家庭的收入来源是否以国家干部职工或乡村干部的工资收入为主: 是=1, 否=0                                     | 0.022 | 0.146 |
|             | 其他收入来源                | 受访家庭的收入来源是否以其他收入为主: 是=1, 否=0   | 0.038 | 0.191 |
|             | 是否乡村干部家庭              | 受访家庭是否为乡村干部家庭: 是=1, 否=0  | 0.055 | 0.228 |
|             | 是否党员家庭                | 受访家庭是否为党员家庭: 是=1, 否=0  | 0.131 | 0.337 |
|             | 是否少数民族家庭              | 受访家庭是否为少数民族家庭: 是=1, 否=0  | 0.103 | 0.305 |
| 样本村的地形特征    |                       |  |       |       |
| 平原          | 样本村地形是否为平原: 是=1, 否=0  | 0.295  | 0.456 |       |
| 丘陵          | 样本村地形是否为丘陵: 是=1, 否=0  | 0.327  | 0.469 |       |

表1 (续)

|            |  |       |       |
|------------|--|-------|-------|
| 山区         | 样本村地形是否为山区：是=1，否=0                               | 0.378 | 0.485 |
| 样本村的经济区域类型 |  |       |       |
| 农区         | 样本村经济区域类型是否为农区：是=1，否=0                           | 0.885 | 0.319 |
| 林区         | 样本村经济区域类型是否为林区：是=1，否=0                           | 0.063 | 0.242 |
| 牧区         | 样本村经济区域类型是否为牧区：是=1，否=0                           | 0.002 | 0.045 |
| 渔区         | 样本村经济区域类型是否为渔区：是=1，否=0                           | 0.003 | 0.051 |
| 其他经济区域     | 样本村经济区域类型是否为其他经济区域：是=1，否=0                       | 0.048 | 0.213 |
| 是否属于城市郊区   | 样本村是否属于城市郊区：是=1，否=0                              | 0.188 | 0.391 |
| 是否属于工矿郊区   | 样本村是否属于工矿郊区：是=1，否=0                              | 0.043 | 0.202 |
| 乡镇政府所在地    | 样本村是否属于乡镇政府所在地：是=1，否=0                           | 0.153 | 0.360 |
| 经济发达程度     | 样本村经济发达程度居所在县（市、区）的水平：上等=5，中上等=4，中等=3，中下等=2，下等=1 | 3.102 | 0.842 |

注：①本表所包含变量的观测值均为 10442 个；②直观上，本文被解释变量应为教育代际流动性。但正如前文（4）式所示，本文需要通过构造交互项的方式来研究交通基础设施建设对教育代际流动性的影响。因此，本文的被解释变量为子代受教育年限、子代受教育年限标准化和子代受教育年限排序；相应的核心解释变量为父代受教育年限、父代受教育年限标准化和父代受教育年限排序分别与子代 12~15 周岁享受通路的年份数份额的交互项。另外，本文通过两步得出子代受教育年限排序这一变量：第一步，按照从小到大的顺序对子代受教育年限进行排序；第二步，将得到的排序缩放至 0~1 区间范围内，具体缩放公式为  $(x - \min) / (\max - \min)$ 。父代受教育年限排序变量的处理方式相同。

### （三）识别策略与模型设定

1. 识别策略。本文以中国 21 世纪初逐步建成的“五纵七横”国道主干线为准实验，使用双重差分法探究交通基础设施建设对农村教育代际流动性的影响。基准回归模型设置如下：

$$E_{iy}^c = \alpha + \beta_0 F\_Road_{ry} + \beta_1 E_{iy}^f + \beta_2 F\_Road_{ry} \times E_{iy}^f + \beta_3 X + \eta_r + \lambda_y + \varphi D_r \times \lambda_y + \tau \theta_s \times \lambda_y + \varepsilon_{iy} \quad (5)$$

（5）式中： $i$  代表个体， $r$  代表样本村， $y$  代表出生年份， $c$  代表子代， $f$  代表父代， $s$  代表省份。 $E_{iy}^c$  和  $E_{iy}^f$  分别为子代和父代的受教育结果变量。本文使用受教育年限来衡量  $E$ ，并同时使用受教育年限标准化、受教育年限排序作为  $E$  的衡量方式以确保实证结果的稳健性。 $F\_Road_{ry}$  是子代 12~15 周岁享受通路的年份数份额。 $X$  为个体和家庭层面控制变量。 $\eta_r$  为村级固定效应， $\lambda_y$  为出生年份固定效应。 $D_r$  为村级层面控制变量， $D_r \times \lambda_y$  是村级层面控制变量<sup>①</sup>与出生年份固定效应的交互项， $\theta_s \times \lambda_y$  为省份一出生年份交互固定效应，即省份虚拟变量与出生年份的交互项的固定效应。

需要说明的是，（5）式中，本文重点关注的是子代 12~15 周岁享受通路的年份数份额与父代受教育年限的交互项。其中，子代 12~15 周岁享受通路的年份数份额  $F\_Road_{ry}$  是指样本村子代从 12 周

<sup>①</sup>这里的村级层面控制变量是初始时期的控制变量。受限于数据可获取性，本文将 2004 年设定为初始时期。

岁（升初中前一年的年龄）到 15 周岁（初中结束的年龄）享受本村通路的年份数占这一阶段总年份数的比例，它是由子代所在样本村的通路年份和子代出生年份共同决定的。

2. 拓展性分析部分应用的模型。本文在拓展性分析部分主要关注交通基础设施建设对不同学历的父代与子代外出务工时间和外出务工收入的影响。相关实证模型中使用的数据是将各样本村在历年是否通路的数据与农业农村部全国农村固定观察点微观调查数据进行匹配而得到的，数据时期为 2003—2007 年<sup>①</sup>。为了避免双向固定效应模型估计系数难以解释的问题，此部分采用了两种实证策略。一种策略是在实证模型中控制村级固定效应，以及个体、家庭和村级层面的控制变量。具体而言：被解释变量是父代和子代一年内外出务工时间和外出务工收入的对数；核心解释变量是样本村在历年是否通路的虚拟变量；控制变量包括个体层面变量（个体性别、个体年龄、个体受教育年限、个体户口类型、个体健康状况）<sup>②</sup>，家庭层面变量（家庭主要收入来源、是否乡村干部家庭、是否党员家庭、是否少数民族家庭、家庭年收入水平），以及村级层面变量（样本村的地形特征、样本村的经济区域类型、是否属于城市郊区、是否属于工矿郊区、是否属于乡镇政府所在地、经济发达程度、村级人均纯收入）<sup>③</sup>。另一种策略则是运用 De Chaisemartin and D'Haultfoeuille（2020）介绍的估计方法来解决双向固定效应估计带来的问题。当存在异质性的处理效应时，传统的双向固定效应模型得到的估计量往往是有偏的。De Chaisemartin and D'Haultfoeuille（2020）定义了多期多个体倍分法（DID<sub>M</sub>）的估计量。该估计量能够衡量处理状态发生改变的组别在其状态发生改变时的平均处理效应。当存在异质性的处理效应时，该估计量依然是一致估计量。基于上述两种策略，本文根据父代的受教育年限将样本分为三组，分别是父代受教育年限为 5 年及以下、6~8 年和 9~16 年样本组，然后针对每一组样本分别进行实证检验，旨在探究交通基础设施建设对不同教育背景农村家庭劳动力外出务工时间和外出务工收入的影响。

需要注意的是，拓展性分析的核心解释变量与基准回归的设定不同，这里的核心解释变量是一个衡量是否通路的二值变量（是=1，否=0），而（5）式基准回归中，构成核心解释变量的重要变量之一是子代 12~15 周岁享受通路的年份数份额。上述两种不同的设定并不矛盾，因为这两种设定是对交通基础设施建设的不同刻画：对于子代来说，由于他们 12~15 周岁接受教育和受交通基础设施建设影响都是一个循序渐进的过程，所以在基准回归中用子代 12~15 周岁享受通路的年份数份额能更好地刻画交通基础设施建设对农村教育代际流动性的影响。与之不同的是，交通基础设施建设对于父

<sup>①</sup>本文的拓展性分析将要验证的是交通基础设施建设对父代和子代外出务工时间和外出务工收入的影响，因此需要家庭成员的详细信息。然而，2008 年之后，农业农村部全国农村固定观察点家庭调查问卷发生了较大调整，为统一调查口径，本部分分析只使用 2003—2007 年的数据。

<sup>②</sup>需要指出的是，本文基准回归中的个体控制变量测度的是子代的信息，但拓展性分析不仅关注子代，还关注父代的外出务工时间和外出务工收入。故而，拓展性分析的个体控制变量为个体性别、个体年龄、个体受教育年限、个体户口类型、个体健康状况。

<sup>③</sup>需要指出的是，本文拓展性分析部分分析了交通基础设施建设对农村家庭劳动力外出务工时间和收入的影响，回归模型中加入了家庭年收入水平、村级人均纯收入等控制变量。

代外出务工的影响主要体现在通路前和通路后的差异，不需要对父代进行年龄段区分。

#### 四、实证结果与分析

##### (一) 基准回归

表 2 报告了交通基础设施建设影响农村教育代际流动性的回归结果。其中，(1) 列和 (2) 列的结果表明，子代 12~15 周岁享受通路的年份数份额与父代受教育年限的交互项对子代受教育年限的影响在 10% 的统计水平上显著，且系数为 -0.051，即当子代在 12~15 周岁从完全不受样本村交通基础设施建设影响到完全受到样本村交通基础设施建设影响时，子代与父代之间的教育代际流动性会提升 0.051。(3) 列和 (4) 列的结果表明，子代 12~15 周岁享受通路的年份数份额与父代受教育年限标准化的交互项在 10% 的统计水平上显著，且系数为 -0.047，即当子代在 12~15 周岁从完全不受样本村交通基础设施建设影响到完全受到样本村交通基础设施建设影响时，子代与父代之间的教育代际流动性会提升 0.047。(5) 列和 (6) 列的结果表明，子代 12~15 周岁享受通路的年份数份额与父代受教育年限排序的交互项在 10% 的统计水平上显著，且系数为 -0.035，即当子代在 12~15 周岁从完全不受样本村交通基础设施建设影响到完全受到样本村交通基础设施建设影响时，子代与父代之间的教育代际流动性会提升 0.035。由此可见，子代 12~15 周岁享受通路的年份数份额越大，子代与父代之间的教育代际流动性越高。平均来看，在其他条件不变的情况下，当子代在 12~15 周岁从完全不受样本村交通基础设施建设影响到完全受到样本村交通基础设施建设影响时，子代与父代之间的教育代际流动性会提升 0.035~0.051，即交通基础设施建设提升了农村教育代际流动性，假说 H1 得到了验证。

表 2 交通基础设施建设影响农村教育代际流动性的估计结果

|                                  | 子代受教育年限              |                      | 子代受教育年限标准化           |                      | 子代受教育年限排序            |                      |
|----------------------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
|                                  | (1)                  | (2)                  | (3)                  | (4)                  | (5)                  | (6)                  |
| 父代受教育年限                          | 0.244***<br>(11.022) | 0.244***<br>(10.976) |                      |                      |                      |                      |
| 子代 12~15 周岁享受通路的年份数份额×父代受教育年限    | -0.052*<br>(-1.712)  | -0.051*<br>(-1.678)  |                      |                      |                      |                      |
| 父代受教育年限标准化                       |                      |                      | 0.224***<br>(11.021) | 0.224***<br>(10.976) |                      |                      |
| 子代 12~15 周岁享受通路的年份数份额×父代受教育年限标准化 |                      |                      | -0.048*<br>(-1.712)  | -0.047*<br>(-1.678)  |                      |                      |
| 父代受教育年限排序                        |                      |                      |                      |                      | 0.166***<br>(11.022) | 0.166***<br>(10.976) |
| 子代 12~15 周岁享受通路的年份数份额×父代受教育年限排序  |                      |                      |                      |                      | -0.036*<br>(-1.712)  | -0.035*<br>(-1.678)  |
| 子代 12~15 周岁享受通路的年份数份额            | 0.151<br>(0.544)     | 0.147<br>(0.530)     | 0.054<br>(0.544)     | 0.053<br>(0.530)     | 0.006<br>(0.544)     | 0.006<br>(0.530)     |

表2 (续)

|                 |       |       |       |       |       |       |
|-----------------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| 个体和家庭层面控制变量     | 已控制   | 已控制   | 已控制   | 已控制   | 已控制   | 已控制   |
| 村级层面控制变量×子代出生年份 | 已控制   | 已控制   | 已控制   | 已控制   | 已控制   | 已控制   |
| 省份—出生年份交互固定效应   | 未控制   | 已控制   | 未控制   | 已控制   | 未控制   | 已控制   |
| 出生年份固定效应        | 已控制   | 已控制   | 已控制   | 已控制   | 已控制   | 已控制   |
| 村级固定效应          | 已控制   | 已控制   | 已控制   | 已控制   | 已控制   | 已控制   |
| 观测值             | 10442 | 10442 | 10442 | 10442 | 10442 | 10442 |
| R <sup>2</sup>  | 0.322 | 0.322 | 0.322 | 0.322 | 0.322 | 0.322 |

注：①\*\*\*和\*分别表示1%和10%的显著性水平。②括号内为聚类到村级层面的t值。

(二) 稳健性检验

1. 安慰剂检验。本文将基准回归中子代的年龄段由12~15周岁替换成17~21周岁，进一步评估子代17~21周岁享受通路的年份数份额对农村教育代际流动性的影响，结果见表3。这种做法本质上是通过调整年龄段的设定，改变交通基础设施建设的影响对象来进行安慰剂检验。由于在农村地区，大多数年龄处于17~21周岁的子代基本完成了学业，他们在这一年龄段享受通路的年份数份额并不会显著提高自身受教育年限，故而也不会显著提升17~21周岁这一年龄段的子代与父代之间的教育代际流动性。表3中(1)~(6)列分别报告了使用受教育年限、受教育年限标准化和受教育年限排序来衡量受教育结果的回归结果。不难发现，子代17~21周岁享受通路的年份数份额与父代受教育年限的交互项回归系数、子代17~21周岁享受通路的年份数份额与父代受教育年限标准化的交互项回归系数、子代17~21周岁享受通路的年份数份额与父代受教育年限排序的交互项回归系数均不显著，意味着交通基础设施建设并不能显著改善17~21周岁子代与父代之间的教育代际流动性。

表3 交通基础设施建设影响农村教育代际流动性的安慰剂检验

|                                    | 子代受教育年限             |                     | 子代受教育年限标准化          |                     | 子代受教育年限排序           |                     |
|------------------------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
|                                    | (1)                 | (2)                 | (3)                 | (4)                 | (5)                 | (6)                 |
| 父代受教育年限                            | 0.197***<br>(7.698) | 0.196***<br>(7.624) |                     |                     |                     |                     |
| 子代17~21周岁享受通路的年份数<br>份额×父代受教育年限    | 0.043<br>(1.592)    | 0.044<br>(1.631)    |                     |                     |                     |                     |
| 父代受教育年限标准化                         |                     |                     | 0.181***<br>(7.698) | 0.180***<br>(7.624) |                     |                     |
| 子代17~21周岁享受通路的年份数<br>份额×父代受教育年限标准化 |                     |                     | 0.040<br>(1.592)    | 0.041<br>(1.631)    |                     |                     |
| 父代受教育年限排序                          |                     |                     |                     |                     | 0.134***<br>(7.698) | 0.133***<br>(7.624) |
| 子代17~21周岁享受通路的年份数<br>份额×父代受教育年限排序  |                     |                     |                     |                     | 0.029<br>(1.592)    | 0.030<br>(1.631)    |

表3 (续)

|                         |                    |                    |                    |                    |                    |                    |
|-------------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|
| 子代17~21周岁享受通路的年份数<br>份额 | -0.233<br>(-1.116) | -0.252<br>(-1.203) | -0.084<br>(-1.116) | -0.090<br>(-1.203) | -0.009<br>(-1.116) | -0.010<br>(-1.203) |
| 个体和家庭层面控制变量             | 已控制                | 已控制                | 已控制                | 已控制                | 已控制                | 已控制                |
| 村级层面控制变量×子代出生年份         | 已控制                | 已控制                | 已控制                | 已控制                | 已控制                | 已控制                |
| 省份—出生年份交互固定效应           | 未控制                | 已控制                | 未控制                | 已控制                | 未控制                | 已控制                |
| 出生年份固定效应                | 已控制                | 已控制                | 已控制                | 已控制                | 已控制                | 已控制                |
| 村级固定效应                  | 已控制                | 已控制                | 已控制                | 已控制                | 已控制                | 已控制                |
| 观测值                     | 10442              | 10442              | 10442              | 10442              | 10442              | 10442              |
| R <sup>2</sup>          | 0.302              | 0.302              | 0.302              | 0.302              | 0.302              | 0.302              |

注：①\*\*\*表示1%的显著性水平。②括号内为聚类到村级层面的t值。

2.其他稳健性检验。本文识别策略的一个很大威胁是同期发生的一系列其他政策对本文实证结果的干扰。为此，本文重点排除“五纵七横”国道主干线建设期间其他交通条件改善措施、其他教育政策对教育代际流动性可能存在的影响。关于前者，本文在基准回归基础上进一步控制“五纵七横”国道主干线建设期间村级硬化路建设情况，以此来剥离其他交通条件改善措施对农村教育代际流动性的影响。表4中的(1)、(3)和(5)列是控制了村级硬化路建设情况与子代出生年份交互项之后的回归结果。不难发现，子代12~15周岁享受通路的年份数份额越大，子代与父代之间的教育代际流动性就越高，这与基准回归结果保持一致。关于后者，中国主要的教育政策有撤点并校、《中华人民共和国义务教育法》的实施与推广、学制改革等，对此本文进行如下处理与讨论：首先，已有研究发现，撤点并校对子代学历和未来收入均产生了较大影响（梁超和王素素，2020；郭炳序等，2023），为了避免撤点并校对本文实证结果造成干扰，本文在基准回归基础上进一步控制“五纵七横”国道主干线建设期间村办小学投资额变化情况。由于农业农村部全国农村固定观察点微观调查问卷中与此相关的变量是村办小学投资额，若撤点并校逐步实施，许多村办小学就会被合并到县城小学，那么村办小学投资额就会下降。因此，通过控制村办小学投资额变化情况能够较好地控制撤点并校对实证结果的干扰。表4中的(2)、(4)和(6)列是控制了村办小学投资额变化情况之后的回归结果。不难发现，子代12~15周岁享受通路的年份数份额与父代受教育年限的交互项回归系数、子代12~15周岁享受通路的年份数份额与父代受教育年限标准化的交互项回归系数、子代12~15周岁享受通路的年份数份额与父代受教育年限排序的交互项回归系数均显著为负，这与基准回归结果保持一致。其次，《中华人民共和国义务教育法》实施与推广作用的子代和本文研究的子代是处于不同出生时期的群体，这两个政策不会同时产生影响。最后，一些地区小学学制改革（五年制改为六年制）的时间可能与本文所研究的“五纵七横”国道主干线建设时间有所重合。然而，学制改革进程的差异大多体现在省级或市级层面，很少体现在村级层面，而本文重点关注村级层面的差异，并在实证模型中控制了省份—出生年份交互固定效应。因此，省级或市级层面的学制改革不会对本文研究结果造成明显影响。

表 4 交通基础设施建设影响农村教育代际流动性的其他稳健性检验

|                                      | 子代受教育年限              |                      | 子代受教育年限标准化          |                      | 子代受教育年限排序            |                      |
|--------------------------------------|----------------------|----------------------|---------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
|                                      | (1)                  | (2)                  | (3)                 | (4)                  | (5)                  | (6)                  |
| 父代受教育年限                              | 0.245***<br>(13.772) | 0.301***<br>(9.583)  |                     |                      |                      |                      |
| 子代 12~15 周岁享受通路的年份数份<br>额×父代受教育年限    | -0.065*<br>(-1.791)  | -0.117**<br>(-2.422) |                     |                      |                      |                      |
| 父代受教育年限标准化                           |                      |                      | 0.276***<br>(9.580) | 0.286***<br>(9.581)  |                      |                      |
| 子代 12~15 周岁享受通路的年份数份<br>额×父代受教育年限标准化 |                      |                      | -0.060*<br>(-1.791) | -0.108**<br>(-2.420) |                      |                      |
| 父代受教育年限排序                            |                      |                      |                     |                      | 0.182***<br>(13.777) | 0.204***<br>(9.580)  |
| 子代 12~15 周岁享受通路的年份数份<br>额×父代受教育年限排序  |                      |                      |                     |                      | -0.044*<br>(-1.790)  | -0.080**<br>(-2.421) |
| 村级硬化路建设情况×子代出生年份                     | 已控制                  | 未控制                  | 已控制                 | 未控制                  | 已控制                  | 未控制                  |
| 村级硬化路建设情况×子代出生年份×<br>父代受教育年限         | 已控制                  | 未控制                  | 未控制                 | 未控制                  | 未控制                  | 未控制                  |
| 村级硬化路建设情况×子代出生年份×<br>父代受教育年限标准化      | 未控制                  | 未控制                  | 已控制                 | 未控制                  | 未控制                  | 未控制                  |
| 村级硬化路建设情况×子代出生年份×<br>父代受教育年限排序       | 未控制                  | 未控制                  | 未控制                 | 未控制                  | 已控制                  | 未控制                  |
| 村办小学投资状况×子代出生年份                      | 未控制                  | 已控制                  | 未控制                 | 已控制                  | 未控制                  | 已控制                  |
| 村办小学投资状况×子代出生年份×父<br>代受教育年限          | 未控制                  | 已控制                  | 未控制                 | 未控制                  | 未控制                  | 未控制                  |
| 村办小学投资状况×子代出生年份×父<br>代受教育年限标准化       | 未控制                  | 未控制                  | 未控制                 | 已控制                  | 未控制                  | 未控制                  |
| 村办小学投资状况×子代出生年份×父<br>代受教育年限排序        | 未控制                  | 未控制                  | 未控制                 | 未控制                  | 未控制                  | 已控制                  |
| 个体和家庭层面控制变量                          | 已控制                  | 已控制                  | 已控制                 | 已控制                  | 已控制                  | 已控制                  |
| 村级层面控制变量×子代出生年份                      | 已控制                  | 已控制                  | 已控制                 | 已控制                  | 已控制                  | 已控制                  |
| 省份—出生年份交互固定效应                        | 已控制                  | 已控制                  | 已控制                 | 已控制                  | 已控制                  | 已控制                  |
| 出生年份固定效应                             | 已控制                  | 已控制                  | 已控制                 | 已控制                  | 已控制                  | 已控制                  |
| 村级固定效应                               | 已控制                  | 已控制                  | 已控制                 | 已控制                  | 已控制                  | 已控制                  |
| 观测值                                  | 6139                 | 2497                 | 6139                | 2497                 | 6139                 | 2497                 |
| R <sup>2</sup>                       | 0.317                | 0.309                | 0.317               | 0.309                | 0.317                | 0.309                |

注：①\*\*\*、\*\*和\*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平。②括号内为聚类到村级层面的 t 值。

## 五、进一步讨论

### （一）性别异质性分析

根据前文理论分析可知，交通基础设施建设对农村教育代际流动性的影响可能存在性别差异。接下来，本文将从实证角度来检验这一差异。为此，本文在基准回归的基础上，按子代性别分样本展开分析。表 5 报告了交通基础设施建设对农村教育代际流动性的性别异质性影响结果。本文主要关注的参数是子代 12~15 周岁享受通路的年份数份额与父代受教育年限的交互项回归系数，表 5 中的（1）、（3）和（5）列为男性子代样本的回归结果，（2）、（4）和（6）列为女性子代样本的回归结果。不难发现，交通基础设施建设对男性子代与父代之间的教育代际流动性没有显著影响，但会显著提高女性子代与父代之间的教育代际流动性，假说 H2 得到了验证。

表 5 交通基础设施建设对农村教育代际流动性影响的性别异质性

|                                  | 子代受教育年限            |                     | 子代受教育年限标准化         |                     | 子代受教育年限排序          |                     |
|----------------------------------|--------------------|---------------------|--------------------|---------------------|--------------------|---------------------|
|                                  | (1)                | (2)                 | (3)                | (4)                 | (5)                | (6)                 |
|                                  | 男                  | 女                   | 男                  | 女                   | 男                  | 女                   |
| 子代 12~15 周岁享受通路的年份数份额×父代受教育年限    | -0.041<br>(-1.281) | -0.061*<br>(-1.660) |                    |                     |                    |                     |
| 子代 12~15 周岁享受通路的年份数份额×父代受教育年限标准化 |                    |                     | -0.037<br>(-1.281) | -0.056*<br>(-1.660) |                    |                     |
| 子代 12~15 周岁享受通路的年份数份额×父代受教育年限排序  |                    |                     |                    |                     | -0.027<br>(-1.281) | -0.041*<br>(-1.660) |
| 个体和家庭层面控制变量                      | 已控制                | 已控制                 | 已控制                | 已控制                 | 已控制                | 已控制                 |
| 村级层面控制变量×子代出生年份                  | 已控制                | 已控制                 | 已控制                | 已控制                 | 已控制                | 已控制                 |
| 省份—出生年份交互固定效应                    | 已控制                | 已控制                 | 已控制                | 已控制                 | 已控制                | 已控制                 |
| 出生年份群体固定效应                       | 已控制                | 已控制                 | 已控制                | 已控制                 | 已控制                | 已控制                 |
| 村级固定效应                           | 已控制                | 已控制                 | 已控制                | 已控制                 | 已控制                | 已控制                 |
| 观测值                              | 5707               | 4735                | 5707               | 4735                | 5707               | 4735                |
| R <sup>2</sup>                   | 0.333              | 0.356               | 0.333              | 0.356               | 0.333              | 0.356               |

注：①\*表示 10%的显著性水平。②括号内为聚类到村级层面的 t 值。

### （二）拓展性分析

本部分主要讨论交通基础设施建设对父代和子代外出务工时间和外出务工收入的影响。值得一提的是，2003 年之前农业农村部全国农村固定观察点微观调查数据尚未包含本文拓展性分析所需的核心变量，所以此部分主要基于 2003—2007 年的数据展开讨论。

1. 交通基础设施建设对父代和子代外出务工时间的影响。倘若交通基础设施建设能够增加父代外出务工时间，那么就可能形成收入效应，帮助父代在非农忙时节获得额外的非农工资性收入，并将其用作子代教育投资。相反，子代外出务工时间与其接受教育的时间是相互替代的，即若交通基础设施建设增加了子代的外出务工时间，那么就可能形成机会成本效应，会对子代的受教育年限产生负面影

响。具体来看，本文根据父代受教育年限将样本分为5年及以下、6~8年、9~16年三组，并据此分别探究交通基础设施建设对父代和子代外出务工时间的影响。需要指出的是，大多数子代在进行受教育决策权衡时处于刚成年的阶段。因此，本文将子代样本的年龄限制在16~22周岁之间，并主要关注交通基础设施建设对农村年轻子代（16~22周岁）外出务工时间的影响。表6分别报告了交通基础设施建设对父代和子代外出务工时间的影响。其中，A部分是交通基础设施建设影响父代外出务工时间的回归结果，B部分是交通基础设施建设影响子代外出务工时间的回归结果；（1）、（3）和（5）列是基于固定效应模型的回归结果，（2）、（4）和（6）列是基于De Chaisemartin and D'Haultfoeuille（2020）提出的多期多个体倍分法的回归结果。以多期多个体倍分法的回归结果为例，可以发现，通路之后，受教育年限为5年及以下的父代平均一年外出务工时间会增加46.102天，而受教育年限为5年以上的父代则不受到通路的显著影响。这说明，交通基础设施建设主要改善了低学历父代的外出务工状况，从而改善他们的家庭收入结构。然而，交通基础设施建设对不同学历子代外出务工时间的影响都不显著，说明交通基础设施建设并未给予子代接受教育带来显著的机会成本效应。

表6 交通基础设施建设对父代和子代外出务工时间的影响

|   |                | 外出务工时间（天）            |                     |                    |                     |                    |                   |
|---|----------------|----------------------|---------------------|--------------------|---------------------|--------------------|-------------------|
|   |                | 父代受教育年限∈[0, 5]       |                     | 父代受教育年限∈[6, 8]     |                     | 父代受教育年限∈[9, 16]    |                   |
|   |                | (1)                  | (2)                 | (3)                | (4)                 | (5)                | (6)               |
| A 部分：<br>父代<br>外出<br>务工<br>时间<br>（收入<br>效应）       | 是否通路           | 40.335***<br>(3.230) | 46.102**<br>(2.521) | 16.386*<br>(1.705) | -38.741<br>(-1.257) | 29.674*<br>(1.787) | 9.956<br>(0.821)  |
|   | 固定效应模型         | 是                    | 否                   | 是                  | 否                   | 是                  | 否                 |
|   | 多期多个体倍分法       | 否                    | 是                   | 否                  | 是                   | 否                  | 是                 |
|   | 个体和家庭层面控制变量    | 已控制                  | 已控制                 | 已控制                | 已控制                 | 已控制                | 已控制               |
|   | 村级层面控制变量       | 已控制                  | 已控制                 | 已控制                | 已控制                 | 已控制                | 已控制               |
|   | 观测值            | 2527                 | 2527                | 3902               | 3902                | 2977               | 2977              |
|   | R <sup>2</sup> | 0.268                |                     | 0.088              |                     | 0.082              |                   |
| B 部分：<br>子代<br>外出<br>务工<br>时间<br>（机会<br>成本效<br>应） | 是否通路           | 3.937<br>(0.329)     | 32.097<br>(0.459)   | 8.507<br>(0.580)   | -5.138<br>(-0.243)  | 4.461<br>(0.261)   | 12.098<br>(1.032) |
|   | 固定效应模型         | 是                    | 否                   | 是                  | 否                   | 是                  | 否                 |
|   | 多期多个体倍分法       | 否                    | 是                   | 否                  | 是                   | 否                  | 是                 |
|   | 个体和家庭层面控制变量    | 已控制                  | 已控制                 | 已控制                | 已控制                 | 已控制                | 已控制               |
|   | 村级层面控制变量       | 已控制                  | 已控制                 | 已控制                | 已控制                 | 已控制                | 已控制               |

表 6 (续)

|                |       |     |       |      |       |     |
|----------------|-------|-----|-------|------|-------|-----|
| 观测值            | 962   | 962 | 1189  | 1189 | 749   | 749 |
| R <sup>2</sup> | 0.285 |     | 0.171 |      | 0.245 |     |

注: ①\*\*\*、\*\*和\*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平。②括号内为聚类到村级层面的 t 值。

2.交通基础设施建设对父代外出务工收入的影响。根据上述拓展性分析,本文仅可识别交通基础设施建设对父代和子代外出务工时间的影响,但外出务工时间不完全等同于外出务工收入。较之于外出务工时间,外出务工收入能更直接地体现家庭经济状况。同时,前文拓展性分析发现,交通基础设施建设主要影响父代外出务工时间,并不会显著影响子代外出务工时间。因此,本文在接下来的部分将重点分析交通基础设施建设对不同学历父代外出务工收入的影响。具体而言,本文根据父代受教育年限,将样本划分为 5 年及以下、6~8 年、9~16 年三组,并进一步比较交通基础设施建设对不同学历水平父代外出务工收入的影响,回归结果如表 7 所示。其中,(1)、(3)和(5)列是固定效应模型回归结果,(2)、(4)和(6)列是基于 De Chaisemartin and D’Haultfoeuille (2020)提出的多期多个体倍分法的回归结果。以多期多个体倍分法的回归结果为例,不难发现,就受教育年限为 5 年及以下的父代而言,交通基础设施建设对外出务工收入影响的回归系数为 0.413,且在 10%的水平上显著,而对于受教育年限为 6~8 年和 9~16 年的父代,交通基础设施建设对外出务工收入影响的回归系数分别为-0.041, -0.092,但均不显著。这意味着,交通基础设施建设主要改善了低学历父代的收入状况。低学历父代的子代因此有可能获得更高的教育投资水平,进而提升农村教育代际流动性。

表 7 交通基础设施建设对父代外出务工收入的影响

|                | 外出务工收入对数            |                   |                   |                    |                    |                    |
|----------------|---------------------|-------------------|-------------------|--------------------|--------------------|--------------------|
|                | 父代受教育年限∈[0, 5]      |                   | 父代受教育年限∈[6, 8]    |                    | 父代受教育年限∈[9, 16]    |                    |
|                | (1)                 | (2)               | (3)               | (4)                | (5)                | (6)                |
| 是否通路           | 0.371***<br>(3.081) |                   | 0.367*<br>(1.789) |                    | 0.243**<br>(2.392) |                    |
|                |                     | 0.413*<br>(1.918) |                   | -0.041<br>(-0.179) |                    | -0.092<br>(-0.676) |
| 固定效应模型         | 是                   | 否                 | 是                 | 否                  | 是                  | 否                  |
| 多期多个体倍分法       | 否                   | 是                 | 否                 | 是                  | 否                  | 是                  |
| 个体和家庭层面控制变量    | 已控制                 | 已控制               | 已控制               | 已控制                | 已控制                | 已控制                |
| 村级层面控制变量       | 已控制                 | 已控制               | 已控制               | 已控制                | 已控制                | 已控制                |
| 观测值            | 2202                | 2202              | 3517              | 3517               | 2804               | 2804               |
| R <sup>2</sup> | 0.295               |                   | 0.258             |                    | 0.270              |                    |

注: ①\*\*\*、\*\*和\*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平。②括号内为聚类到村级层面的 t 值。

## 六、结论与启示

党的二十大报告强调“坚持以人民为中心发展教育，加快建设高质量教育体系，发展素质教育，促进教育公平”。本文正是关注教育较为落后的农村地区的教育代际流动性问题，探析交通基础设施建设对农村教育代际流动性的影响，以期为高质量教育体系的完善提供智力支持。研究发现：交通基础设施建设显著提升了农村教育代际流动性。同时，交通基础设施建设对农村教育代际流动性的影响存在显著的性别差异，较之于男性子代与父代，女性子代与父代之间的教育代际流动性受到交通基础设施建设的影响更大。进一步的拓展性分析发现，交通基础设施建设能够激励父代外出务工，增加父代的外出务工收入。相较于中以上学历父代，交通基础设施建设能够在更大程度上增加低学历父代的外出务工时间和收入，显著改善他们的收入状况。但是，交通基础设施建设对子代外出务工时间的影响不显著。

基于上述研究结论，本文得出如下政策启示：一是持续加大交通基础设施建设的投资力度，并在投资决策中兼顾交通基础设施建设的社会效应。同时，政府在制定交通规划、完善公共服务时，应该特别考虑交通基础设施建设在促进代际公平方面的作用，从而实现让经济发展的成果惠及全体人民。二是关注农村中女性子代的教育需求和机会，消除性别歧视和偏见，保障女性子代受教育的权利。例如，可建立和完善教育资助制度，向女性子代提供奖学金、助学金、助学贷款等多种形式的资助，降低女性子代接受教育给家庭带来的经济负担。三是支持父代外出务工，提高自身收入水平，进而鼓励他们加大对子代的教育投资和关注度。可采取的具体措施包括：建立和完善外出务工登记制度，为父代提供更多的外出务工信息和机会；加大外出务工社会保障力度，为父代提供基本的医疗保险、养老保险等社会保障；加强外出务工培训和教育，提高父代的职业技能和素质，增强父代就业的稳定性。

### 参考文献

- 1.贝克尔, 2016: 《人力资本》, 陈耿轩等译, 北京: 机械工业出版社, 第24-74页。
- 2.陈斌开、张淑娟、申广军, 2021: 《义务教育能提高代际流动性吗?》, 《金融研究》第6期, 第76-94页。
- 3.郭炳序、叶春辉、陈伟玮、朱浩天, 2023: 《中国撤点并校政策的长期效应——基于对农村学生成年后收入影响的分析》, 《农业技术经济》第5期, 第113-128页。
- 4.李谷成、阮培成、周丽惠, 2022: 《农民从高铁开通中受益了吗?——基于县域面板数据的实证》, 《农业经济与管理》第4期, 第33-48页。
- 5.李力行、周广肃, 2014: 《代际传递、社会流动性及其变化趋势——来自收入、职业、教育、政治身份的多角度分析》, 《浙江社会科学》第5期, 第11-22页、156页。
- 6.李强、宋中丽、刘晓红、张林秀, 2022: 《农村流动人口自雇教育回报率的性别差异研究》, 《中国农业大学学报(社会科学版)》第2期, 第151-168页。
- 7.梁超、王素素, 2020: 《教育公共品配置调整对人力资本的影响——基于撤点并校的研究》, 《经济研究》第9期, 第138-154页。

- 8.林莞娟、张戈, 2015: 《教育的代际流动: 来自中国学制改革的证据》, 《北京师范大学学报(社会科学版)》第2期, 第118-129页。
- 9.罗斯炫、何可、张俊飏, 2018: 《修路能否促进农业增长? ——基于农机跨区作业视角的分析》, 《中国农村经济》第6期, 第67-83页。
- 10.罗斯炫、何可、张俊飏, 2022: 《改革开放以来中国农业全要素生产率再探讨——基于生产要素质量与基础设施的视角》, 《中国农村经济》第2期, 第115-136页。
- 11.彭骏、赵西亮, 2022: 《教育扩张与城乡居民家庭教育代际流动性》, 《经济学动态》第5期, 第91-109页。
- 12.王瑾, 2008: 《破解中国贫困代际传递的路径探析》, 《社会主义研究》第1期, 第119-122页。
- 13.王卫东、白云丽、罗仁福、张林秀, 2020: 《教育对农村劳动力职业代际流动的影响》, 《经济经纬》第5期, 第37-44页。
- 14.叶炜、林善浪, 2017: 《高速公路的发展是否促进了地区制造业产业集聚? ——基于中国高速公路网与制造业微观企业数据的实证研究》, 《经济经纬》第4期, 第8-12页。
- 15.Adukia, A., S. Aaher, and P. Novosad, 2020, "Educational Investment Responses to Economic Opportunity: Evidence from Indian Road Construction", *American Economic Journal: Applied Economics*, 12(1): 348-376.
- 16.Becker, G. S., and N. Tomes, 1979, "An Equilibrium Theory of the Distribution of Income and Intergenerational Mobility", *Journal of Political Economy*, 87(6): 1153-1189.
- 17.Becker, G. S., S. D. Kominsers, K. M. Murphy, and J. L. Spenkuch, 2018, "A Theory of Intergenerational Mobility", *Journal of Political Economy*, 126(S1): 7-25.
- 18.Brown, P. H., and A. Park, 2002, "Education and Poverty in Rural China", *Economics of Education Review*, 21(6): 523-541.
- 19.Cai, S., 2020, "Migration under Liquidity Constraints: Evidence from Randomized Credit Access in China", *Journal of Development Economics*, Vol.142, 102247.
- 20.Card, D., C. Domnisoru, and L. Taylor, 2022, "The Intergenerational Transmission of Human Capital: Evidence from the Golden Age of Upward Mobility", *Journal of Labor Economics*, 40(S1): 39-95.
- 21.Das Gupta, M., 1987, "Selective Discrimination against Female Children in Rural Punjab, India", *Population and Development Review*, 13(1): 77-100.
- 22.De Chaisemartin, C., and X. D'Haultfoeuille, 2020, "Two-way Fixed Effects Estimators with Heterogeneous Treatment Effects", *American Economic Review*, 110(9): 2964-2996.
- 23.Emran, M., and F. Shilpi, 2019, "Economic Approach to Intergenerational Mobility: Measures, Methods, and Challenges in Developing Countries", WIDER Working Paper Series 2019/98, <https://doi.org/10.35188/UNU-WIDER/2019/734-7>.
- 24.Havnes, T., and M. Mogstad, 2015, "Is Universal Child Care Leveling the Playing Field?", *Journal of Public Economics*, Vol.127: 100-114.
- 25.Hoynes, H., D. W. Schanzenbach, and D. Almond, 2016, "Long-Run Impacts of Childhood Access to the Safety Net", *American Economic Review*, 106(4): 903-934.

- 26.Joshi, K., 2019, “The Impact of Drought on Human Capital in Rural India”, *Environment and Development Economics*, 24(4): 413-436.
- 27.Lewis, W. A., 1954, “Economic Development with Unlimited Supplies of Labor”, *Manchester School*, 22(2): 139-191.
- 28.Liu, C., Zhang, L., Luo, R., Rozelle, S., Sharbono, B., and Shi, Y, 2009, “Development Challenges, Tuition Barriers, and High School Education in China”, *Asia Pacific Journal of Education*, 29(4): 503-520.
- 29.Maccini, S., and Y. Dean, 2009, “Under the Weather: Health, Schooling, and Economic Consequences of Early-Life Rainfall”, *American Economic Review*, 99(3): 1006-1026.
- 30.Solon, G., 1999, “Intergenerational Mobility in the Labor Market”, *Handbook of Labor Economics*, 3(Part A): 1761-1800.

(作者单位: <sup>1</sup>中国人民大学劳动人事学院;  
<sup>2</sup>人的发展经济学研究中心;  
<sup>3</sup>国务院发展研究中心国研大数据研究院)  
(责任编辑: 何 可)

## The Effect of Transportation Infrastructure Construction on Intergenerational Educational Mobility in Rural China

ZOU Xianqiang ZHAO Xinyuan

**Abstract:** This study utilizes the “Five Verticals and Seven Horizontals” National Trunk Highway System, which was gradually developed in China during the early 21st century, as a quasi-natural experiment. By combining the geographic information data of the highway system with the national Fixed Observation Rural Survey data, we employ a difference-in-differences strategy to examine the influence of transportation infrastructure construction on intergenerational educational mobility in rural China. We find that transportation infrastructure construction significantly increases intergenerational educational mobility. Heterogeneity analysis reveals that compared to male offspring, transportation infrastructure construction has a more significant impact on intergenerational educational mobility for female offspring and their fathers. Further analysis indicates, on one hand, that transportation infrastructure construction increases the amount of time and income from working outside the village for fathers with lower educational attainment, which promotes intergenerational educational mobility in rural China. On the other hand, transportation infrastructure construction does not have a significant impact on the behavior of working outside the village for the offspring.

**Keywords:** Transportation Infrastructure Construction; Intergenerational Educational Mobility; Human Capital Investment; Labor Mobility