

就地城镇化与教育代际流动性变迁

王毅航 谢尚

内容提要:本文使用中国家庭追踪调查(CFPS)数据,梳理了“村改居”政策与教育代际流动性变化的特征事实,并采用双重差分模型对政策效应进行实证检验。研究结果显示,“村改居”政策冲击提高了子代教育向上流动性,改善了改制村居的教育代际流动性水平。鉴于不同学历程度家庭人力资本投资以及认知型社会资本积累对家庭财富的弹性差异,“村改居”政策的家庭财富冲击引致异质性教育深化效应,使得低学历家庭子代获得更大的教育代际向上流动性改善,这对于摆脱教育代际黏性引致的贫困传递具有重要意义。

关键词:就地城镇化 “村改居” 教育代际流动 人力资本 代际平等

中图分类号:F126;F292

文献标识码:A

文章编号:1000-7636(2024)09-0100-26

一、问题提出

教育代际流动性是反映社会公平的一个重要经济指标,由于子代受教育水平相对于父代受教育水平的可变程度来刻画。习近平总书记指出:“要防止社会阶层固化,畅通向上流动通道”^[1]。改善教育代际流动性是畅通向上流动通道的应有之义,对防止社会阶层固化具有重要作用。有研究表明,教育维度的贫困是家庭贫困程度与持续时间的关键贡献因素,教育代际流动性不足是贫困代际传递的重要原因^[2-3]。教育代际流动性作为改善机会公平、推动共同富裕的关键所在,受到政府和学术界的广泛关注。

影响家庭教育代际传递的直接因素包括基因等先天禀赋^[4],以及收入、教育期望以及教育资源可得性等后天因素,而不同社会环境变量通过作用于后天因素来改变教育代际流动性,形成不同的教育代际流动性影响机制。基于中国处于社会转型的大背景,已有文献探讨了市场化改革、对外开放、产业结构变动等影响教育代际流动性的机制^[5-9]。除上述社会环境变化外,城镇化也是潜在改变教育代际流动性的机制之一,然而现有文献对城镇化影响机制的探讨仍相对较少,且主要着眼于对代际流动性的测度及其时空差异的观察,尚缺乏足够扎实的因果推断证据^[10-12]。城镇化在中国教育代际流动性变迁过程中的影响研究仍存空白,亟待更多关于这一现实重大问题的深入研究。此外,考察公共政策对教育代际流动性影响的现有文献亦显不足,主要集中于义务教育与高考扩招等教育政策对教育代际流动性的影响^[13-15],而城镇化导向的公

收稿日期:2023-10-10;修回日期:2024-07-05

作者简介:王毅航 北京大学经济学院博士研究生,北京,100871;

谢尚 北京大学经济学院博士后。

作者感谢匿名审稿人的评审意见。

共政策是否有利于提升教育代际流动性仍为有待回答的问题。

“村改居”这一就地城镇化政策为探究城镇化对居民教育代际流动性的影响提供了一个来自公共政策冲击的准自然实验。该公共政策通过行政手段将居民农村户口就地转为城镇户口,改当地村委会为居委会,收农村集体用地为城镇国有用地,实现村居的就地城镇化改造,加快城镇化步伐^[16]。“村改居”政策不仅直接推进了就地城镇化进程,而且于微观层面对改制村居的居民产生多方面潜在影响^[17-21],但是目前关于“村改居”政策影响的定量研究较少,也尚未有关于“村改居”政策对居民教育代际流动性影响的文献。通过探究“村改居”政策对居民教育代际流动性产生的影响,既可以为教育代际流动性的城镇化影响机制提供更多因果识别框架下的经验证据,又能丰富对提升教育代际流动性的相关公共政策研究。

本文基于中国家庭追踪调查(CFPS)数据构建双重差分模型,借助“村改居”这一就地城镇化政策冲击解决内生性问题,考察城镇化对教育代际流动性的影响。本文可能的边际贡献有以下几个方面:第一,基于因果识别框架分析城镇化对教育代际流动性的影响,丰富了对教育代际流动性影响因素的研究文献,提供了城镇化提升居民收入与社会资本,进而改善教育代际流动性的经验证据。第二,拓展了关于教育代际流动性的公共政策研究。现有研究多集中于义务教育与高考扩招等教育政策,本文科学定量考察了就地城镇化政策对教育代际流动性的影响,为审慎把握“村改居”政策运用提供了实证依据和政策建议,对摆脱教育代际黏性引致的贫困传递、改善代际平等以及推进以人为核心的城镇化具有一定启示意义。第三,提供了对中国教育代际流动性特征事实刻画的新证据,填补了经反事实处理的代际教育转换矩阵数据空白。

二、文献综述与理论假设

本部分通过相关文献梳理与理论模型分析,提出“村改居”政策影响居民教育代际流动性的三个研究假设。

(一) 文献综述

1. 教育代际流动性测度

教育代际流动性取决于亲代受教育情况对子代的影响,与收入代际流动性等以其他指标衡量的代际流动性测度方式相似。贝克尔和托姆斯(Becker & Tomes, 1979)^[22]提出的理论模型和估计方程为代际相关系数法奠定了基础,许多学者据此测算了欧美国家和地区的代际流动性。总体而言,在发达经济体中,北欧代际流动性居前,美国相对居后^[23-27],而在非洲的绝大多数欠发达国家,教育代际流动性相对较低^[28]。阿特金森(Atkinson, 1980)介绍了用转换矩阵测度流动性的方法^[29],该法与代际相关系数法相比能描述不同分位数群体间的代际转移概率,国内外学者也基于此进行了实证研究^[14,30-32]。近年来,巴塔查里亚和马祖姆德(Bhattacharya & Mazumder, 2011)提出了新的测度方法,即看子代个体所处分位数是否超过亲代个体所处分位数^[33],该法近期已进入关于收入代际流动性的实证研究^[34],而本文亦将其用于教育代际流动性测度之中。总体而言,无论是上述哪种测度方式,教育代际流动性的改善均离不开不同层次群体教育情况的异质性变化,或者是低学历群体子代教育代际向上流动的可能性提高,抑或是高学历群体子代教育代际向下流动倾向的增强。

2. 城镇化与代际流动性

城镇化伴随着当地社会经济环境的深刻转型,进而改变微观个体的决策行为和福利分配^[35],最终反映在代际流动性上。有证据表明,城镇化进程与代际流动性具有正相关性。陈和秦(Chen & Qin, 2014)观察到城镇化的快速发展带来了集聚效应,为代际流动性改善提供了更多机会^[36]。杨沫等(2019)发现在城镇务

工的农业转移人口具有更高的职业代际流动性^[10]。李萍和谌新民(2021)则发现城镇化有利于提升劳动力的市场化程度,从而改善职业代际流动性^[11]。城镇化与代际流动性的正相关性并非必然,这要求当地具备城镇化的基础,并且离不开地方政府面向人口市民化的配套保障政策。雷恩斯和克里希纳(Rains & Krishna, 2019)以印度为背景的实证研究显示,缺少适当政策干预的快速城镇化无益于提升转移人口在城镇的向上流动性,易陷入代际传递的贫困陷阱^[37]。李军和李敬(2020)则指出地方政府政策供给的必要性,城镇化有效提高代际流动性的关键在于保障农村转移人口的基本公共服务提供^[38]。上述研究主要以描述统计和相关性分析为主,较少处理人口向城镇迁移的内生动力问题,而就地城镇化政策冲击相对外生,并且其对中国城镇化推进作用日益凸显^[39],为本文探究教育代际流动性变化的城镇化机制提供了识别来源。布乔里等(Buchori et al., 2022)发现印度尼西亚的就地城镇化进程便利了知识的传播,提高了当地居民福利^[40]。肖伟等(2023)发现就地城镇化政策有利于增加当地居民的可支配收入^[20]。这些关于就地城镇化微观影响的实证研究表明,就地城镇化对微观个体福利有显著影响,对当地居民具有家庭财富效应。

3. 社会资本与教育代际流动性

社会资本是个体从社会网络中获取有形物质资源和无形信息资源的能力,既取决于个体所处的社会网络大小,也取决于个体获取和利用社会网络资源的能力^[41-42]。这一能力显著影响个体从社会中获取信息的难易程度,从而影响个体对子代人力资本投资回报率的预期以及家庭教育期望,进而影响代际流动性。切蒂等(Chetty et al., 2022)利用网络大数据研究发现社会资本对代际流动性有显著影响,社会资本不平等是收入不平等的重要原因之一^[43]。科尔曼(Coleman, 1988)则着重探讨了社会资本对教育代际流动性的影响,他认为社会资本在家庭教育期望形成过程中发挥重要作用,并且家庭社会资本的多寡与子代辍学率显著相关^[44]。基于中国调查数据的研究同样发现,社会资本对代际流动性有正向促进作用^[45-46]。其中,张君慧等(2022)区分了结构型社会资本和认知型社会资本,并发现认知型社会资本可以提高农村居民的收入代际流动性^[46]。总体而言,已有研究大多发现社会资本是人力资本形成和教育代际流动性改变的重要因素。

(二) 理论分析与研究假设

本文基于人力资本跨代传递模型对“村改居”政策如何影响教育代际流动性进行分析^[22,47]。假定模型存在两类家庭 j , 高收入家庭 $j=H$, 低收入家庭 $j=L$, 他们的投资回报率以及财产性收入规模不同。为了简化分析,本文假设每类家庭由一个成人和一个孩子组成,成人是利他主义的,关心孩子的收入并且可以根据他的持久收入对孩子做跨代人力资本投资决策。生命周期包含 2 期,标记为 $t-1$ 期和 t 期。在 $t-1$ 期,成人获得收入 γ_{t-1}^j 和外生财产性收入冲击 W_{t-1}^j ($W_t^H > W_t^L$), 并对孩子进行人力资本投资,令其接受教育。在 t 期,成人退休,而孩子进入劳动力市场并获得收入 γ_t^j , 其中收入 γ_t^j 大小取决于孩子上一期获得的人力资本。根据以上假设,可以写出成人 $t-1$ 期的决策问题:

$$\begin{aligned} \max_{S_t, I_t} V &= u(c_{t-1}^j) + \delta [u(c_t^j) + \theta \log \gamma_t^j] \\ \text{s. t. } c_{t-1}^j + S_{t-1}^j + I_{t-1}^j &\leq \gamma_{t-1}^j + W_{t-1}^j \\ c_t^j &= S_{t-1}^j \end{aligned} \quad (1)$$

其中, $u(\cdot)$ 为成人来自 $t-1$ 期和 t 期消费的效用函数,不失一般性地,可将其设定为对数效用函数,即 $u(c) = \log c$ 。 δ 为贴现率。 θ 度量了利他主义倾向,若 $\theta = 0$, 则成人不关心孩子的未来收入。 S_{t-1}^j 为 j 类型家庭

成人的储蓄水平, I_{t-1}^j 为 j 类型家庭成人的跨代人力资本投资水平。关于成人跨代投资转化为孩子人力资本的具体函数形式, 本文借鉴贝克尔和托梅斯(Becker & Tomes, 1979)的构造思想^[22], 即 $\log H_t^j = I_{t-1}^j + e_t$, 其中 H_t^j 为孩子的人力资本水平, 由上一代的人力资本投资水平 I_{t-1}^j 和孩子的保留人力资本禀赋 e_t 决定。鉴于人类智商遗传与社会地位相对独立并呈现均值回归的经验规律, 本文假定孩子的先天保留人力资本禀赋在不同家庭背景上没有差异, 因此 e_t 没有上标 j 。保留人力资本禀赋的设定一方面更加贴合现实情况, 另一方面为后文推导提供技术上的便利。具体而言, 保留禀赋的存在令孩子在跨代人力资本投资为 0 的情况下仍然有保留收入和保留效用, 其边际效用不会为无穷大, 让后文低收入家庭人力资本投资水平的角点解成为可能。此外, 为了简化表达式, 本文令 $h_t^j \equiv \log H_t^j$ 。相应地, 收入便决定于人力资本水平以及投资回报率, 即 $\log \gamma_t^j = r_t^j h_t^j + W_t^j$, 其中 r_t^j 为人力资本投资回报率(假设 $r_t^H > r_t^L$, $W_t^H > \frac{1}{\theta r_t^H} + \frac{1}{\delta \theta r_t^H} - \gamma_{t-1}^H$, $W_t^L < \frac{1}{\theta r_t^L} + \frac{1}{\delta \theta r_t^L} - \gamma_{t-1}^L$)。求解上述最优化问题可得两类最优人力资本投资水平:

$$I_{t-1}^H = \gamma_{t-1}^H + W_{t-1}^H - \frac{1}{\theta r_t^H} - \frac{1}{\delta \theta r_t^H} \quad (2)$$

$$I_{t-1}^L = 0 \quad (3)$$

其中, 式(2)中的分子是高收入家庭跨代人力资本投资的规模, 式(3)表明低收入家庭由于财产性收入较低, 受到预算约束限制, 人力资本投资低于社会平均水平, 其子代人力资本 h_t^L 仅为保留水平 e_t 。由式(2)可得高收入家庭子代人力资本为:

$$h_t^H = \alpha_t^H + r_{t-1}^H h_{t-1}^H + e_t \quad (4)$$

其中, $\alpha_t^H \equiv W_{t-1}^H - \frac{1}{\theta r_t^H} - \frac{1}{\delta \theta r_t^H}$ 。式(4)描述了人力资本代际传递过程。为进一步刻画不同阶层家庭教育的相对地位如何在代际间演进, 本文将式(4)减去 h_t^L 后得:

$$h_t^H - h_t^L = \alpha_t^H + r_{t-1}^H h_{t-1}^H \quad (5)$$

当 $h_t^H - h_t^L$ 为常数时, 说明不同阶层家庭教育的相对地位在代际间是相对固化的, 比较不利于社会的机会公平与共同富裕。为摆脱教育贫困的代际黏性困境, “村改居”政策评估应着眼于 $h_t^H - h_t^L$ 的缩小, 即改善低收入阶层家庭的教育代际向上流动性。为便于分析“村改居”政策冲击影响教育代际向上流动性的可能机制, 记 $t-1$ 期影响成人跨代人力资本投资决策的政策冲击为 v_t 。

从直接效应看, 当 $\frac{\partial h_t^H}{\partial v_t} = 0$ 且 $\frac{\partial h_t^L}{\partial v_t} > 0$ 时, 即政策冲击不影响高收入阶层家庭教育, 但是对低收入阶层家庭产生教育深化效应时, 低收入阶层家庭的教育代际向上流动性将得到改善。据此, 本文提出如下研究假设。

H1: “村改居”就地城镇化政策冲击可通过异质性教育深化效应改善改制村居民的教育代际向上流动性。

“村改居”的政策内容包括农村集体土地转为城市国有土地以及公共服务供给城市化等, 这些政策有利于增加居民财产性收入及转移性收入。如果政策效应存在, 则 $\frac{\partial W_t^j}{\partial v_t} > 0$, 将放松低收入家庭的预算约束, 记受到冲击后的低收入家庭财产性收入为 W_t^* , 当 $W_t^* > \frac{1}{\theta r_t^L} + \frac{1}{\delta \theta r_t^L} - \gamma_{t-1}^L$ 时, 低收入家庭将开始人力资本投资,

从而缩小教育阶层差距,改善教育代际向上流动性。据此,本文提出如下研究假设。

H2:“村改居”政策冲击可通过家庭财富效应放松低收入家庭预算约束,从而增加人力资本投资,改善居民教育代际向上流动性。

当政策冲击令式(3)摆脱角点解后,式(4)将变为:

$$h_t^H - h_t^L = (\alpha_t^H - \alpha_t^L) + r_{t-1}^H (h_{t-1}^H - h_{t-1}^L) + (r_{t-1}^H - r_{t-1}^L) h_{t-1}^L \quad (6)$$

计算可得, $\frac{\partial(h_t^H - h_t^L)}{\partial r_{t-1}^L} < 0$, 即当低收入家庭的人力资本投资回报率增加时,家庭将增加人力资本投资,

从而改善教育代际向上流动性。值得注意的是,此处的回报率为低收入家庭认知的回报率,容易由于信息摩擦而与真实回报率发生偏离。实证研究表明,中国2000年后的教育回报具备边际递增特征,凭个体经验很难捕捉非线性特征,因此低收入家庭更易因低估人力资本投资回报率而陷入教育贫困陷阱^[2]。对人力资本投资回报率的认知提升有赖于与其他社会成员的沟通,缓解信息孤岛现象,而社会主体间信息的交换效率受到认知型社会资本的极大影响,即社会信任感和帮助感,当对其他社会成员缺乏信任感和帮助感时,对教育回报认知偏差的信息摩擦将增加。蔡庆丰等(2021)发现,低收入阶层家庭的教育期望对于认知型社会资本的弹性高于高收入阶层家庭^[48],因此当低收入家庭的认知型社会资本提升时,有利于提升他们对人力资本投资回报率的认知,从而增加人力资本投资,改善教育代际向上流动性。

认知型社会资本的形成功力包括居民寻求社区归属感的心理需求、满足相同生活需求的互助需求以及维护共同利益的合作需求^[49]，“村改居”政策可能通过心理需求与合作需求两种渠道对改制居民的认知型社会资本产生正向影响。从心理需求看，“村改居”政策变居民的农村户口为城镇户口,这为增强居民的城镇归属感创造了前提,有利于提升居民在城镇层面进行社会交往的信任感和帮助感;从合作需求看,有田野调查研究发现,“村改居”政策伴随着土地性质的变化以及地方政府与居民群体的博弈,改制居民间的利益相关性得以增强、互助合作得以增加^[50]。因此“村改居”政策很可能对改制居民的认知型社会资本存在正向影响,进而传导至对人力资本投资回报率认知以及教育代际流动性。据此,本文提出如下研究假设。

H3:“村改居”政策冲击可通过增加低收入家庭的认知型社会资本,从而提高低收入家庭认知的人力资本投资回报率,进而改善居民教育代际向上流动性。

三、识别策略与数据来源

(一) 识别策略与模型设定

“村改居”决策均由村居所属上级政府作出,对于村居而言是相对宏观的冲击,在个体层面亦具有较好的外生性,因此“村改居”政策冲击对于个体而言具有准自然实验的性质,可以采用双重差分(DID)法来检验政策冲击对教育代际流动性的影响,具体模型如下:

$$Y_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 situ_expos_{ijt} + \sum \beta_2 X_{it} + \alpha_j + \gamma_t + \varepsilon_{ijt} \quad (7)$$

其中,下标*i*为子代个体,*j*为村居,*t*为时间。 Y_{ijt} 为教育代际向上流动虚拟变量,当向上流动时取值为1。 $situ_expos_{ijt}$ 为“村改居”政策冲击变量,其构建方式为计算个体经历“村改居”的时长占其青少年时期总时长的比例,从而测度政策冲击强度差异并构建连续型变量。这种在双重差分模型中构建连续型政策变量的思想与纳恩和钱(Numm & Qian, 2011)^[51]的研究类似,不仅可充分利用数据方差中的信息,而且由于青少年时

期的个体较难自主选择居住地,该变量构建方式可较好规避样本自选择问题。 $situ_expos_{ijt}$ 的计算公式如下:

$$situ_expos_{ijt} = \begin{cases} 0 & \text{若 } birthy_i \leq situy_j - 18, \text{ 或 } situy_j \leq t \\ \frac{18 - (sity_j - birthy_i)}{18} & \text{若 } situy_j - 18 < birthy_i < situy_j \\ 1 & \text{若 } birthy_i \leq situy_j \end{cases} \quad (8)$$

其中, $birthy_i$ 为个体的出生年份,是外生的前定变量; $sity_j$ 为村居受到“村改居”政策冲击时的年份。除被解释变量和核心解释变量外,基准模型中 X_{it} 为一系列个人和家庭特征控制变量, α_j 和 γ_t 分别为“村改居”和时间固定效应, ε_{ijt} 为模型的回归残差。

(二) 数据来源与变量说明

本文使用数据来源于中国家庭追踪调查 (CFPS),该调查每两年访问一次永久追踪对象及其他可能进入或退出的非基因成员,样本流失率较低。CFPS 的调查理念是家庭成员全覆盖,不局限于同住成员,这能全面地刻画家庭中的代际关系。通过 CFPS 提供的唯一个人编码及家庭网络信息,可以精准定位个体间的亲属关系,本文借此将个人与其父母信息匹配,得到 2010—2020 年 6 期的个体层面数据共 48 585 个观测值。此外,CFPS 在社区层面进行了调查,为识别村居是否受到过“村改居”政策冲击提供了便利。

本文用三种方式测度教育代际流动性,分别为学历代际转换矩阵、教育代际相关系数和基于分位数测度的教育代际向上流动。其中前两者在后文予以说明,后者则为基准回归被解释变量,即如果子代受教育年限在同代人受教育年限分布中的分位数超过了亲代,则定义为发生了教育代际向上流动。本文将是否同年出生作为定义同代的时间窗口,以最主要的直系亲属——父母双亲作为亲代的定义,因为在教育代际流动过程中,父母亲受教育程度对子代的影响各有侧重。一般而言,母亲较之父亲在亲子教育过程中发挥更直接的影响,高教育程度母亲可为子代提供更高质量的家庭教育;父亲受教育程度则更可能通过社会资本等渠道间接影响子代受教育质量。因此,多元化亲代受教育程度测度方式有利于提升教育代际流动性分析的准确性。本文基准回归被解释变量构建过程中分别用父亲、母亲受教育年限及两者受教育年限的均值、最大值、最小值来测度亲代受教育年限分布及其分位数。

表 1 为本文变量的描述性统计结果。如表 1 所示,样本中个体所受的平均“村改居”政策冲击时长比例约为 5.6%。在被解释变量方面,不同教育代际向上流动测度方式对教育代际流动性刻画略有不同,均能捕捉数据方差的主要来源。本文还控制了性别、年龄、城乡、出生年份、家庭规模、家庭转移性收入、家庭财产性收入与工资性收入之比、父亲与母亲年龄等个体与家庭特征,能较好地规避遗漏变量问题。

表 1 描述性统计结果

变量类别	变量	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	父亲受教育年限	45 023	0.425 3	0.494 4	0	1
	母亲受教育年限	40 601	0.593 1	0.491 3	0	1
	父母受教育年限均值	39 816	0.504 2	0.500 0	0	1
	父母受教育年限最大值	39 816	0.367 5	0.482 1	0	1
	父母受教育年限最小值	39 816	0.647 9	0.477 6	0	1

表1(续)

变量类别	变量	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
解释变量	“村改居”政策冲击时长比例	48 585	0.056 1	0.202 3	0	1
控制变量	性别	48 584	0.626 6	0.483 7	0	1
	年龄	48 585	22.002 9	11.027 1	7	60
	城乡	48 585	0.392 1	0.488 2	0	1
	出生年份	48 544	1 992.447 2	11.124 7	1 951	2 013
	家庭规模	48 585	5.053 1	1.869 3	1	12
	家庭转移性收入	47 733	5 533.998 4	14 676.947 4	0	90 000
	财产性收入与工资性收入之比	41 399	0.022 3	0.097 3	0.000 0	0.746 0
	父亲年龄	48 584	49.909 0	11.936 2	18	95
	母亲年龄	43 323	47.266 7	10.872 6	14	91

注:被解释变量教育代际向上移动,是为1,否则为0。

四、教育代际流动性变化的特征事实

转换矩阵是已有文献探讨教育代际流动的常用工具,通过对父代与子代的受教育程度进行列联表分析,不仅可以刻画二者的相关性,而且能以频率分布估计教育的代际转换矩阵。已有研究尚未有基于CFPS数据集的教育代际转换矩阵分析,本部分可以填补相应空白并刻画“村改居”政策冲击与教育代际流动性变化的特征事实。由于原始列联表可能存在对教育代际流动性改善的高估^[14],为获得更准确的估计,本部分使用莫斯特勒(Mosteller)标准化处理来进行分析。

表2中的5×5教育代际转换矩阵以父亲及其子女所获得的最高学历来测度受教育程度,共分为5类,即“未上过学”“小学”“初中”“高中”“大专及以上”。矩阵每行代表不同的父亲受教育程度,基于给定的父亲受教育程度,可获得该类别父代的子女受教育程度条件概率分布。观察表2可以发现,矩阵(1)和矩阵(2)的主对角线及其邻近两条高、低对角线值均较高,说明教育代际转换具有较强的自相关性,教育代际并不具有完全流动性,这符合一般的经验认识。值得注意的是,子代初中及以上学历占比均高于父代,反映了中国教育水平不断深化的基本事实。

表2 教育代际转换矩阵

类别	(1)子女未受到“村改居”政策冲击					不同学历父代占比
	子女受教育程度					
	未上过学	小学	初中	高中	大专及以上	
父亲受教育程度	0.197 2	0.252 6	0.342 8	0.116 3	0.091 1	0.313 2
	0.060 9	0.221 8	0.399 0	0.177 6	0.140 7	0.252 5
	0.021 2	0.126 5	0.344 2	0.227 8	0.280 3	0.278 2
	0.022 2	0.106 3	0.279 1	0.223 3	0.369 1	0.129 1
	0.006 3	0.004 2	0.082 5	0.207 2	0.699 8	0.027 1
不同学历子代占比	0.086 1	0.184 1	0.342 1	0.179 1	0.208 6	1.000 0

表 2(续)

(2) 子女受到“村改居”政策冲击						
类别	子女受教育程度					不同学历 父代占比
	未上过学	小学	初中	高中	大专及以上学历	
父亲受教育程度	0.084 9	0.228 1	0.417 8	0.176 4	0.092 8	0.288 3
	0.060 2	0.156 0	0.455 5	0.183 3	0.145 0	0.279 5
	0.020 3	0.112 9	0.337 2	0.237 3	0.292 3	0.264 2
	0.015 0	0.052 4	0.209 5	0.299 3	0.423 9	0.153 3
	0.000 0	0.078 9	0.263 2	0.131 6	0.526 3	0.014 5
不同学历子代占比	0.048 9	0.148 4	0.372 8	0.212 6	0.217 2	1.000 0

(3) “村改居”政策冲击与否的差值						
类别	子女受教育程度					不同学历 父代占比
	未上过学	小学	初中	高中	大专及以上学历	
父亲受教育程度	-0.112 3	-0.024 4	0.075 0	0.060 1	0.001 7	-0.024 9
	-0.000 8	-0.065 8	0.056 6	0.005 7	0.004 3	0.027 1
	-0.000 9	-0.013 6	-0.007 0	0.009 5	0.012 1	-0.013 9
	-0.007 2	-0.054 0	-0.069 7	0.075 9	0.054 9	0.024 2
	-0.006 3	0.074 7	0.180 7	-0.075 6	-0.173 5	-0.012 5
不同学历子代占比	-0.037 1	-0.035 7	0.030 7	0.033 5	0.008 6	0.000 0

表 2 矩阵(3)反映了“村改居”政策冲击与否的教育代际流动性差异。矩阵(3)主对角元素负值占主导地位,反映了“村改居”政策冲击群体子代受教育程度对父代依赖程度降低,教育代际流动性更强。此外,上三角矩阵元素大多为正,说明“村改居”政策冲击子代呈现出更高的教育代际向上流动性,可初步判断教育代际向上流动性与“村改居”政策冲击有正相关性。

有理论指出教育代际流动性可分为结构流动和循环流动两部分,其中循环流动指由于父代和子代学历边缘分布不同而发生的流动,这种自发的流动与政策效应无关,因此原始列联表可能存在对教育代际流动性改善的高估^[14]。为分离出循环流动对教育代际流动性改善估计的影响,表 3 对学历的代际转换矩阵进行了 Mosteller 标准化处理^[52],该处理可通过迭代算法令子代学历边缘分布与父代趋同,从而进行剥离循环流动后的反事实分析,准确估计“村改居”政策冲击对教育代际流动性结构变化的影响。

表 3 Mosteller 标准化转换

(4) 转换后的子女未受到“村改居”政策冲击						
类别	子女受教育程度					不同学历 父代占比
	未上过学	小学	初中	高中	大专及以上学历	
父亲受教育程度	0.570 5	0.223 0	0.160 0	0.041 5	0.004 9	0.313 2
	0.280 1	0.311 2	0.295 9	0.100 7	0.012 1	0.252 5
	0.142 4	0.259 6	0.373 6	0.189 0	0.035 3	0.278 2
	0.165 2	0.242 0	0.335 9	0.205 4	0.051 6	0.129 1
	0.106 4	0.021 7	0.223 2	0.428 7	0.220 1	0.027 1
不同学历子代占比	0.313 2	0.252 5	0.278 2	0.129 1	0.027 1	1.000 0

表3(续)

(5)转换后的子女受到“村改居”政策冲击						
类别	子女受教育程度					不同学历父代占比
	未上过学	小学	初中	高中	大专及以上学历	
父亲受教育程度	0.399 0	0.318 1	0.203 9	0.075 8	0.003 3	0.288 3
	0.350 8	0.269 6	0.275 7	0.097 6	0.006 3	0.279 5
	0.179 9	0.297 3	0.310 9	0.192 6	0.019 4	0.264 2
	0.180 8	0.187 7	0.262 8	0.330 5	0.038 2	0.153 3
	0.000 0	0.351 1	0.409 7	0.180 3	0.058 9	0.014 5
不同学历子代占比	0.288 3	0.279 5	0.264 2	0.153 3	0.014 5	1.000 0
(6)子女未受到“村改居”政策冲击的教育扩张效应						
类别	子女受教育程度					不同学历父代占比
	未上过学	小学	初中	高中	大专及以上学历	
父亲受教育程度	-0.373 3	0.029 5	0.182 7	0.074 8	0.086 2	0
	-0.219 1	-0.089 4	0.103 0	0.076 9	0.128 6	0
	-0.121 2	-0.133 2	-0.029 4	0.038 9	0.244 9	0
	-0.143 0	-0.135 7	-0.056 7	0.018 0	0.317 5	0
	-0.100 0	-0.017 4	-0.140 8	-0.221 5	0.479 7	0
不同学历子代占比	-0.227 1	-0.068 4	0.063 9	0.050 0	0.181 5	0
(7)子女受到“村改居”政策冲击的教育扩张效应						
类别	子女受教育程度					不同学历父代占比
	未上过学	小学	初中	高中	大专及以上学历	
父亲受教育程度	-0.314 1	-0.090 0	0.213 9	0.100 6	0.089 6	0
	-0.290 6	-0.113 7	0.179 9	0.085 7	0.138 7	0
	-0.159 6	-0.184 4	0.026 3	0.044 7	0.273 0	0
	-0.165 8	-0.135 3	-0.053 3	-0.031 2	0.385 7	0
	0.000 0	-0.272 2	-0.146 5	-0.048 7	0.467 5	0
不同学历子代占比	-0.239 4	-0.131 2	0.108 6	0.059 3	0.202 7	0
(8)“村改居”政策冲击前后的教育代际流动变化						
类别	子女受教育程度					不同学历父代占比
	未上过学	小学	初中	高中	大专及以上学历	
父亲受教育程度	0.059 2	-0.119 5	0.031 1	0.025 8	0.003 4	0
	-0.071 4	-0.024 3	0.076 8	0.008 7	0.010 1	0
	-0.038 4	-0.051 3	0.055 7	0.005 9	0.028 0	0
	-0.022 8	0.000 3	0.003 4	-0.049 2	0.068 3	0
	0.100 0	-0.254 8	-0.005 8	0.172 7	-0.012 2	0
不同学历子代占比	-0.012 3	-0.062 8	0.044 7	0.009 3	0.021 1	0

表 3 中,矩阵(4)和矩阵(5)描述了没有结构变化时的教育代际循环流动情况,此时子代学历边缘分布与父代学历边缘分布相同,提供了一个相对静态的反事实情况以作为参考。对比矩阵(4)和矩阵(5)、矩阵(1)和矩阵(2)可以发现,若剥离教育扩张背景下的教育代际结构流动,子代延续低学历的概率将大大提升。

为避免代际循环流动对政策效应估计的干扰,应将其从原始矩阵中剥离。矩阵(6)与矩阵(7)由原始矩阵(1)、矩阵(2)分别减去矩阵(4)、矩阵(5)所得,从而剥离循环流动效应,考察教育扩张及其他公共政策作用下的教育代际结构流动。可以发现矩阵(6)与矩阵(7)存在许多共性,即教育向上流动概率大多为正,反之向下流动概率大多为负,说明无论是否受到“村改居”政策冲击,中国居民接受更好教育的机会均大大增加,符合中国得益于义务教育、高校扩招等教育扩张政策背景下的教育深化经济事实。尽管本文于教育代际转换矩阵分析中借助了与已有文献不同的数据集,但以上发现与已有文献中的特征事实一致^[13-15]。

矩阵(8)由矩阵(7)减去矩阵(6)所得,从而对比有无受到“村改居”政策冲击群体的异同。与未经 Mosteller 标准化处理的矩阵(3)相比,矩阵(8)剥离了循环流动对政策效应估计的干扰,能更为准确地评估“村改居”政策冲击对教育代际流动变化的影响。对比矩阵(3)和矩阵(8)的数值,可以发现矩阵(8)转换概率变化绝对值相较矩阵(3)小,验证了循环流动的存在可能导致对“村改居”政策冲击影响的高估。

观察矩阵(8)可总结两个特征事实:一是矩阵(8)低学历子代占比差值为负,高学历子代占比差值为正,说明“村改居”政策冲击群体的平均受教育程度比未受到政策冲击群体要高,反映了“村改居”政策冲击的教育深化效应;二是矩阵(8)的主对角线以负值为主,上三角矩阵大都为正,下三角矩阵大都为负,说明“村改居”政策冲击不仅增强了教育代际流动性,而且促进了教育代际向上流动,这点与矩阵(3)的结果一致,说明“村改居”政策冲击与教育代际向上流动性的正相关性是相对稳健的。

五、实证分析

(一) 基准回归结果

教育代际转换矩阵提供了关于“村改居”政策冲击与教育代际向上流动相关性的初步证据,本部分基于模型(8)的回归分析,旨在对其因果关系进行更准确的识别。表 4 的 Panel A 中列示了基准回归结果,被解释变量为是否发生教育代际向上流动,若子代受教育年限位于同代教育分布的分位数超过亲代,则子代受教育情况在群体中的相对位次高于亲代,可以认为子代发生了教育代际向上流动。父亲和母亲的受教育年限信息均可用于构建亲代分布,本文分别用父亲、母亲受教育年限及两者受教育年限的均值、最大值、最小值构建了 5 种亲代受教育年限分布,进而计算亲代在教育分布中的分位数并判断子代是否发生教育代际向上流动。实证分析结果表明,在控制了固定效应及相关变量后,“村改居”政策冲击的系数大多在 1% 的水平下显著为正,说明“村改居”政策冲击有助于提升子代的教育代际向上流动性,且结果比较稳健。由于教育代际向上流动为二值变量,基准模型也可被解释为线性概率模型,“村改居”政策冲击的回归系数平均值约为 0.057,说明在其他变量不变时,“村改居”政策大致将子代教育代际向上流动的可能性提升了 5.7%。

Logit 和 Probit 模型是常用的二值选择模型,本部分亦采用非线性回归模型检验基准回归结果对方程形式的稳健性,变量设定与 Panel A 相同。Panel B 列示了 Logit 回归结果,发现“村改居”政策冲击系数仍然大多在 1% 的水平下显著为正,验证了“村改居”政策冲击对教育代际向上流动提升效应的稳健性。Logit 回归系数约为 0.27,说明在其他变量不变时,“村改居”政策冲击可将向上与向下流动概率之比提升 $e^{0.27}$ 倍,经计算可得其对教育代际向上流动提升概率约为 5.6%,与 Panel A 的基准回归结果十分接近。Panel C 列示了 Probit 回归结

果,其中“村改居”政策冲击回归系数均显著为正,与Logit分析结果一致,进一步验证了结果的稳健性。

表4 基准回归结果

Panel A:基准回归					
变量	教育代际向上流动				
	父亲受教育年限	母亲受教育年限	父母受教育均值	父母受教育最大值	父母受教育最小值
<i>situ_expos</i>	0.059 0*** (0.019 7)	0.056 4*** (0.018 8)	0.049 0** (0.019 5)	0.071 3*** (0.019 5)	0.053 1*** (0.018 1)
样本量	33 904	34 123	33 448	33 448	33 448
R^2	0.097 2	0.155 3	0.118 6	0.096 3	0.154 4
Panel B:Logit 回归					
变量	教育代际向上流动				
	父亲受教育年限	母亲受教育年限	父母受教育均值	父母受教育最大值	父母受教育最小值
<i>situ_expos</i>	0.255 2*** (0.085 9)	0.283 0*** (0.092 0)	0.219 3** (0.086 5)	0.321 5*** (0.088 3)	0.284 2*** (0.095 3)
样本量	33 825	34 071	33 394	33 357	33 356
R^2	0.073 8	0.123 0	0.090 6	0.075 5	0.125 0
Panel C:Probit 回归					
变量	教育代际向上流动				
	父亲受教育年限	母亲受教育年限	父母受教育均值	父母受教育最大值	父母受教育最小值
<i>situ_expos</i>	0.160 0*** (0.052 7)	0.167 4*** (0.054 7)	0.135 1** (0.052 9)	0.198 7*** (0.053 6)	0.167 4*** (0.055 9)
样本量	33 825	34 071	33 394	33 357	33 356
R^2	0.074 1	0.122 0	0.090 7	0.075 7	0.125 0

注:控制变量及固定效应均已控制,括号内为*t*值。

(二) 双重差分模型有效性检验

1. 平行趋势检验和安慰剂检验

本文识别依赖事前平行趋势假定。这就要求,在控制相关变量后,没有不可观测因素或者其他外生政策改变教育代际流动的前定趋势。为检验平行趋势假设,本文设定如下回归模型:

$$Y_{ijt} = \sum_{k=\underline{T}}^{\bar{T}} D_{jt}^k \rho_k + \sum \theta X_{it} + \alpha_j + \gamma_t + \varepsilon_{ijt} \quad (9)$$

其中 Y 为教育代际是否向上流动(以父母受教育年限的最小值度量亲代),虚拟变量 D_{jt}^k 定义为 $D_{jt}^k = \mathbb{1} \cdot [t = d_j + k] \forall k \in (\underline{T}, \bar{T}), D_{jt}^{\underline{T}} = \mathbb{1} \cdot [t \leq d_j + \underline{T}], D_{jt}^{\bar{T}} = \mathbb{1} \cdot [t \geq d_j + \bar{T}]$, 其中 $\mathbb{1}$ 为指示函数, d_j 为村居 j 经历“村改居”政策冲击的当年。本文标准化 $\rho_{k-1} = 0$, 即取政策冲击前一期为基准期,并取 $\underline{T} = -3, \bar{T} = 7$ 。 ρ_k 可捕捉“村改居”政策的动态经济效应,即“村改居”的处理组和对照组在政策前后各期的教育代际向上流动性相对于基准期是否有显著差异。平行趋势检验回归结果如图 1 所示,其中空心圆点代表不同冲击时点的回归系数,虚线则为不同回归系数的置信区间。

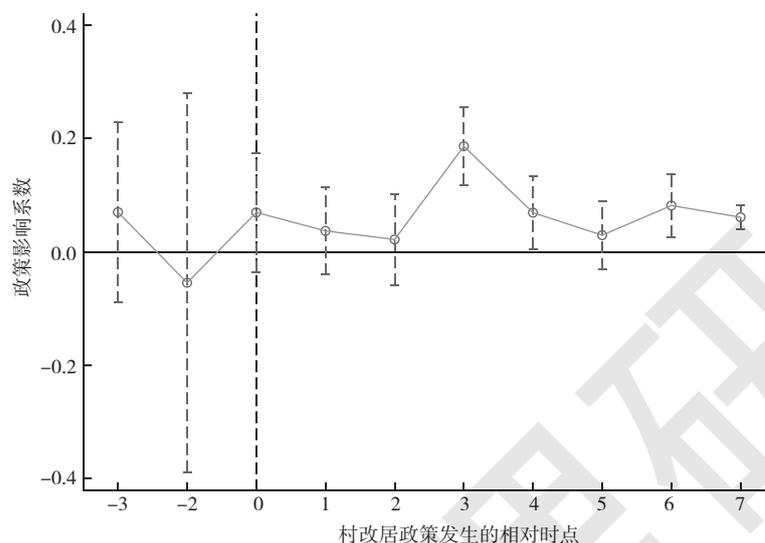


图 1 平行趋势检验结果

观察图 1 的回归结果发现,0 期及以前的“村改居”政策冲击回归系数不显著,说明处理组和对照组的教育代际流动性变化趋势在政策冲击前无明显差异。第 1 期和第 2 期回归系数并不显著,在政策冲击发生后的短期内平行趋势未出现分化,本文结合后文影响机制分析判断是因为人力资本投资决策和学历教育完成在时间上均非连续变量,从冲击发生改变人力资本投资决策到完成学历教育存在一定时滞,所以政策效应需要一定时间的传导。从第 3 期开始,初高中等为期三年的学制得以完成,因此样本家庭的教育代际流动性有明显提升。学历教育的非连续性引致了政策效应的时点异质性,表现为第 4、6、7 期回归系数正向显著且大小不一,其中第 4 期政策效应很可能由四年的本科教育驱动,第 6、7 期则可由三年或四年教育组合而成。第 5 期不显著的回归系数也佐证了上述猜想,因为 5 难以由 3 或 4 求和而得,所以第 5 期的回归系数相对最小且不显著。总体而言,回归结果表明事前趋势并未出现分化,基准回归的事前平行趋势假定得以满足。

为进一步排除随机因素及其他潜在政策因素对识别的影响,本文通过随机生成虚假政策变量的方法进行安慰剂检验。在不改变村居处理组与对照组比例的前提下,随机抽取 1 000 次处理组村居,每组虚假处理组村居的“村改居”政策冲击年份也随机生成,共进行了 1 000 次以父母受教育年限最小值测度教育代际是否向上流动的基准回归。安慰剂检验结果如图 2 所示,其中图 2(a)为 1 000 次模拟的回归系数的概率密度分布,图 2(b)为 1 000 次模拟的 t 值概率密度分布。可以发现在安慰剂检验中,虚假“村改居”政策冲击的系数及 t 值均大致以 0 为中心呈正态分布,从经济意义上看,本文发现的“村改居”政策对教育代际流动性的改善作用不太可能是其他潜在政策或随机因素所致。从统计意义上看,1 000 次虚假政策变量回归中仅发现 11 次大于真实回归结果的显著回归系数,真实回归结果的置信度接近 99%,足以通过安慰剂检验。

2. 古德曼-培根 (Goodman-Bacon) 分解

本文标准双重差分模型识别来源于处理组与对照组在政策冲击前后的差异,与之相比,多时点双重差分模型巧妙利用了由处理时点差异而产生的信息,但也可能引入新的估计偏误来源,即误将早处理组作为对照组等潜在偏误^[53]。因此,本文对基准回归系数进行了古德曼-培根分解,从而推断多时点双重差分模型引入的误差来源大小,估计结果如表 5 所示。结果显示,处理组与非处理组差异对估计系数的权重高于九成,而来源

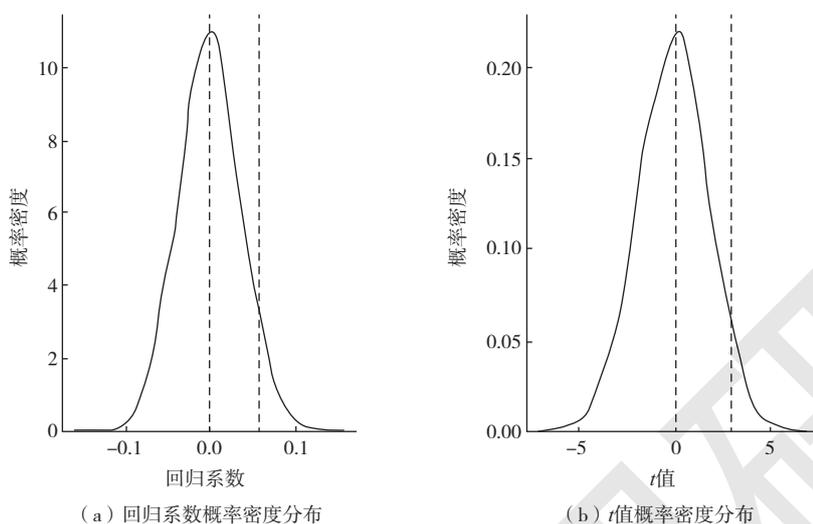


图2 1000次安慰剂检验结果

于处理时点差异的估计权重不到一成,可判断多时点双重差分模型的潜在对照组偏误对估计结果的影响较小,基准回归估计结果较为可信。

表5 古德曼-培根分解结果

分组	权重	DID 估计值
处理时点差异	0.075 7	0.004 4
处理组与非处理组差异	0.904 5	0.052 9
控制变量引致的组内差异	0.019 8	0.001 2

(三) 稳健性检验

本文从六个方面着手检验基准回归的稳健性:一是回归结果对主要解释变量的指标构建方式是否敏感,二是被解释变量中定义亲代和子代的时间窗口是否会影响分析结果,三是不同样本异质性因素及其选取是否会影响回归结果的稳健性,四是通过交互固定效应控制潜在的不可观测政策影响,五是评估区域异质性对基准回归结论稳健性的影响,六是排除样本期内其他政策对基准回归结果识别的干扰。

基准回归模型设定的主要解释变量为“村改居”政策冲击强度,该连续变量利用了个人经历政策冲击时长方差中的信息,为检验回归结果对主要解释变量指标构建的敏感度,现将该连续变量替换为是否经历“村改居”政策冲击的虚拟变量以验证基准回归结果的稳健性。以该虚拟变量为主要解释变量的稳健性检验如表6的Panel A所示。回归结果表明,在从连续变量改为虚拟变量测度后,“村改居”政策冲击的回归系数仍然显著为正,且反映对教育代际向上流动提升概率的回归系数大小与基准回归大致相同,验证了基准回归结果的稳健性。

在本文基准回归的教育代际流动性测度中,以年度为定义同代的时间窗口,为检验该时间窗口是否会影响回归分析结论,本文将其调整为五年,即一个世纪可划分为十个年代,将每个年代的前五年及后五年分别定义为同代,基于新的同代时间窗口重新计算亲代和子代的受教育程度分布和教育代际流动性指标。新指标的回归结果如表6的Panel B所示,结果发现,无论从经济意义还是统计意义上看,“村改居”政策冲击

对教育代际向上流动的正向效应结论均与基准回归分析保持一致。

在基准回归的模型设计中,相对于始终是城镇或是乡村的对照组居民,均可观察到经历“村改居”政策冲击群体子代于平行趋势外的教育代际向上流动性提升。为进一步检验基准回归结果对城乡样本选择的稳健性,表6的Panel C和Panel D分别保留城镇样本和乡村样本作为对照组进行回归分析。结果发现,除乡村对照组的父母受教育均值测度外,“村改居”政策对教育代际向上流动的回归系数均显著为正,基准回归分析结果对于不同对照组样本均是稳健的。此外,城镇对照组回归系数普遍大于乡村对照组,说明“村改居”政策冲击群体子代的教育代际向上流动性提升更多地与城镇的高教育代际向上流动性群体看齐,且更少地加剧与乡村群体的不平等程度,因此可判断“村改居”政策有益于社会层面的教育代际流动性改善。

表6的Panel E和Panel F分别对男性样本和女性样本进行了稳健性检验。大多数回归系数均显著为正,结合Panel C和Panel D的结果可判断,“村改居”政策冲击提高教育代际向上流动性的结果对于异质性特征样本选取是稳健的。

“村改居”政策可能对改制村居产生复杂的影响,如教育资源分配等公共资源变化,进而影响教育代际流动性。为尽可能地剥离政策对村居公共资源的潜在影响,表6的Panel G纳入了村居×时间固定效应,从而捕捉教育资源分配变化等不可观测因素的村居层面事件后差异,避免政策在不同地区实施力度差异对本文估计结果的干扰。只要教育资源分配变化等公共资源变量在每个时间单元内是微乎其微的,则该模型设定能较好地控制这些因素对识别造成的影响。一般而言,公共资源变量的波动性较小,经政策导致的再配置后将保持平稳,于村居层面更甚,因此这些变量经“村改居”引致的潜在变化影响可以被政策当期的交互固定效应项吸收。表6 Panel G纳入交互固定效应后的回归系数均较基准回归有所缩小,表明潜在的村居公共资源变化影响很可能存在于基准回归结果中,但是在尽可能地剥离这些潜在影响后,仍能获得与基准回归在经济学与统计学意义上一致的回归系数,凸显了基准回归结果的稳健性。

高考综合改革试点、大数据综合试验区试点以及平行志愿投档录取模式试点改革等政策可能影响样本的信息获取、微观决策与教育代际流动性,进而干扰本文基准回归结果的估计。为排除这些政策对识别造成的影响,本文在基准回归模型的基础上,同时控制了高考综合改革试点政策、大数据综合试验区试点政策以及平行志愿投档录取模式试点改革政策等变量。排除其他政策影响的回归结果如表6 Panel H所示。其中,“村改居”政策冲击回归系数均显著为正,系数大小与基准回归结果相比仅有微小变动,表明将其他政策纳入考虑范围后本文研究结论仍保持稳健。

表6 稳健性检验

变量	Panel A: “村改居”政策冲击为虚拟变量				
	教育代际向上流动				
	父亲受教育年限	母亲受教育年限	父母受教育均值	父母受教育最大值	父母受教育最小值
<i>situ_dummy</i>	0.0366*	0.0718***	0.0439**	0.0505***	0.0655***
	(0.0188)	(0.0174)	(0.0183)	(0.0186)	(0.0168)
样本量	33904	34123	33448	33448	33448
R^2	0.0970	0.1555	0.1186	0.0961	0.1545

表 6(续)

Panel B:教育代际是否向上流动的同代定义时间窗口为5年					
变量	教育代际向上流动				
	父亲受教育年限	母亲受教育年限	父母受教育均值	父母受教育最大值	父母受教育最小值
<i>situ_expos</i>	0.065 0*** (0.020 1)	0.069 3*** (0.018 5)	0.068 5*** (0.019 8)	0.079 6*** (0.020 1)	0.054 2*** (0.018 3)
样本量	30 205	31 265	29 740	29 740	29 740
R^2	0.198 9	0.217 2	0.212 7	0.210 7	0.215 9
Panel C:保留城镇样本					
变量	教育代际向上流动				
	父亲受教育年限	母亲受教育年限	父母受教育均值	父母受教育最大值	父母受教育最小值
<i>situ_expos</i>	0.096 9*** (0.020 4)	0.089 7*** (0.019 5)	0.091 7*** (0.020 2)	0.111 1*** (0.020 2)	0.082 4*** (0.018 8)
样本量	15 365	15 441	15 210	15 210	15 210
R^2	0.137 8	0.192 6	0.172 2	0.135 7	0.198 7
Panel D:保留乡村样本					
变量	教育代际向上流动				
	父亲受教育年限	母亲受教育年限	父母受教育均值	父母受教育最大值	父母受教育最小值
<i>situ_expos</i>	0.038 7* (0.020 1)	0.035 0* (0.019 1)	0.024 8 (0.019 9)	0.052 3*** (0.019 9)	0.031 1* (0.018 5)
样本量	23 062	23 215	22 719	22 719	22 719
R^2	0.081 8	0.131 6	0.096 5	0.080 8	0.127 9
Panel E:保留男性样本					
变量	教育代际向上流动				
	父亲受教育年限	母亲受教育年限	父母受教育均值	父母受教育最大值	父母受教育最小值
<i>situ_expos</i>	0.035 0 (0.025 6)	0.061 5** (0.024 6)	0.050 6** (0.025 8)	0.065 7*** (0.024 9)	0.041 7* (0.024 2)
样本量	20 823	20 951	20 543	20 543	20 543
R^2	0.108 2	0.177 7	0.137 6	0.114 3	0.167 0
Panel F:保留女性样本					
变量	教育代际向上流动				
	父亲受教育年限	母亲受教育年限	父母受教育均值	父母受教育最大值	父母受教育最小值
<i>situ_expos</i>	0.098 8*** (0.032 5)	0.036 8 (0.030 1)	0.048 0 (0.031 4)	0.084 5*** (0.032 6)	0.057 2** (0.028 6)
样本量	13 081	13 172	12 905	12 905	12 905
R^2	0.183 1	0.216 8	0.198 1	0.174 5	0.224 7

表 6(续)

Panel G:控制交互固定效应					
变量	教育代际向上流动				
	父亲受教育年限	母亲受教育年限	父母受教育均值	父母受教育最大值	父母受教育最小值
<i>situ_expos</i>	0.0507** (0.0206)	0.0512*** (0.0196)	0.0379* (0.0204)	0.0629*** (0.0204)	0.0477** (0.0190)
样本量	33 904	34 123	33 448	33 448	33 448
<i>R</i> ²	0.1641	0.2191	0.1858	0.1621	0.2216
Panel H:排除其他政策影响					
变量	教育代际向上流动				
	父亲受教育年限	母亲受教育年限	父母受教育均值	父母受教育最大值	父母受教育最小值
<i>situ_expos</i>	0.0594*** (0.0197)	0.0570*** (0.0188)	0.0499** (0.0195)	0.0716*** (0.0195)	0.0539*** (0.0181)
样本量	33 904	34 123	33 448	33 448	33 448
<i>R</i> ²	0.0974	0.1557	0.1190	0.0965	0.1548

注:控制变量及固定效应均已控制,后表同。

(四) 补充分析

1. 教育代际相关系数

上述分析发现“村改居”政策在微观层面提升了个体教育代际向上流动的可能性,这种微观作用经加总后是否会反映在村居层面的教育代际流动性呢?对这个问题的回答与规避合成谬误密切相关。合成谬误是萨缪尔森(Samuelson)提出来的经济学概念,意即由微观影响加总后得到的宏观结果未必保持与微观影响相同的方向,因此在对微观结果做推广时应慎之又慎。本部分补充分析旨在回答上述问题,通过村居层面的政策分析,不仅能验证微观层面分析的准确性,而且有利于全面评估政策影响。教育代际相关系数为已有文献常用的代际流动性分析指标,为分析“村改居”政策在村居层面的影响提供了便利。本部分首先计算村居层面的教育代际相关系数,再借助该指标补充回归分析,可进一步丰富有关“村改居”政策对教育代际流动性影响的实证证据。实证模型仍然采用双重差分(DID)设定,具体如下:

$$corr_eduy_{jt} = \beta_0 + \beta_1 situ_cmt_{jt} + \alpha_j + \gamma_t + \varepsilon_{jt} \quad (10)$$

其中, $corr_eduy_{jt}$ 为 j 村居 t 年出生人群的教育代际相关系数,计算方法参照教育代际相关系数文献^[4],公式为 $corr_eduy = \hat{\lambda} \times std(eduy_p) / std(eduy_c)$, $\hat{\lambda}$ 为代际之间受教育年限的线性回归系数, $std(eduy_p)$ 和 $std(eduy_c)$ 分别为亲代和子代受教育年限的标准差。与前文设定相似,亲代受教育年限共有父亲、母亲受教育年限及两者受教育年限的均值、最大值、最小值 5 种测度方式。教育代际相关系数越小,说明子代受亲代的影响越弱,教育代际流动性越强。 $situ_cmt_{jt}$ 为 j 村居 t 年是否受到“村改居”政策影响,是虚拟变量。模型控制了村居和出生年份固定效应,并采用了稳健标准误。回归结果如表 7 所示。

表7 就地城镇化与代际教育相关系数

Panel A: 基于受教育年限的相关系数					
变量	代际教育相关系数				
	父亲受教育年限	母亲受教育年限	父母受教育均值	父母受教育最大值	父母受教育最小值
<i>situ_cmt</i>	-0.337 2*	-0.475 7**	-0.293 3**	-0.282 5**	-0.341 0**
	(0.180 0)	(0.196 8)	(0.122 5)	(0.139 1)	(0.154 4)
样本量	3 432	3 220	3 172	3 172	3 172
R^2	0.205 8	0.209 7	0.218 0	0.224 2	0.217 1
Panel B: 基于受教育程度的序相关系数					
变量	代际教育相关系数				
	父亲受教育年限	母亲受教育年限	父母受教育均值	父母受教育最大值	父母受教育最小值
<i>situ_cmt</i>	-0.344 1*	-0.347 8*	-0.247 3**	-0.186 0	-0.221 2
	(0.187 4)	(0.189 6)	(0.125 7)	(0.154 4)	(0.154 0)
样本量	3 496	3 255	3 250	3 250	3 250
R^2	0.190 3	0.199 7	0.209 0	0.205 8	0.211 6

表7的Panel A回归结果表明,“村改居”政策对不同测度方式下的教育代际相关系数均显著为负,受冲击村居的教育代际相关系数减小,该村居子代受教育年限对于亲代的黏性减弱,教育代际流动性增强。因此,教育代际相关系数回归结果与学历代际转换矩阵特征事实和基准回归分析一致,均发现“村改居”政策对教育代际流动性的正向促进作用,在微观层面表现为个体教育代际向上流动可能性的增加,在村居层面表现为教育代际相关系数的下降。这表明“村改居”政策作为一种区域导向型(Place-based)的就地城镇化公共政策,对教育代际流动性的正向促进作用并不存在合成谬误,的确能提升当地的教育代际流动性,具有一定的推广性。

教育代际相关系数还可基于亲代和子代的受教育程度计算,即将学历由低到高累进赋值后,再据前文所述进行回归与计算,此时可得到教育代际的序相关系数。“村改居”政策冲击对教育代际序相关系数的回归结果列示于表7的Panel B中,呈现与Panel A类似的数据表现,不改变其基本结论。

2. 政策处理效应的区域异质性

考虑到不同地区的教育资源分配、就业机会及政策实施方式均可能存在差异,“村改居”政策的教育代际流动性改善效应是否存在异质性,亦有待补充分析。本文依据村居所在省份划分了东部地区、中部地区和西部地区,分地区的回归分析如表8所示,结果表明“村改居”政策的教育代际流动性改善效应存在地区差异。具体而言,东部地区的政策冲击回归系数最大,中部地区次之,且均显著为正,而西部地区的政策效应并不明显。可能的原因有二:一是西部地区城镇化基础较为欠缺,缺乏就地城镇化的非农人口与产业^[54],“村改居”停留于改名称、换牌子,尚未实现实质意义的城镇化;二是政府补偿安置与保障政策对“村改居”政策成效有关键影响^[55],中西部地方政府受限于财政实力,相应配套保障措施到位率很可能低于东部地区。

表 8 异质性分析

变量	教育代际向上流动		
	东部地区	中部地区	西部地区
<i>situ_expos</i>	0.079 7** (0.032 9)	0.057 3* (0.030 7)	0.075 1 (0.046 8)
样本量	10 540	9 707	9 951
<i>R</i> ²	0.138 9	0.105 0	0.085 5

六、机制分析

(一) 异质性教育深化效应传导机制

基于特征事实分析发现,经历“村改居”政策冲击的群体呈现出更高的教育代际流动性,上述回归分析发现“村改居”政策对教育代际向上流动性的改善不仅仅停留于相关性层面。从理论上,教育代际流动性的变化源于政策冲击对不同教育水平亲代的子代非均质的影响,无论是低学历群体子代更多的教育深化抑或是高学历群体子代更多的教育退化,均可能增强教育代际向上流动性。本文特征事实部分提供了关于“村改居”政策教育深化效应的经验证据,因此,本文拟通过回归分析探究异质性教育深化效应向教育代际流动性的传导机制,回归模型设定如下:

$$Edu_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 situ_expos_{ijt} + \sum \beta_2 X_{jt} + \alpha_j + \gamma_t + \varepsilon_{ijt} \quad (11)$$

其中,*Edu* 为个体的受教育水平,由两种方式测度以增强稳健性:一是个体的受教育年限,二是将个体的受教育程度由低到高赋值,从而将学历分类变量转换为仅反映其序数性质的连续变量。其余变量设定与式(7)相似,表 9 展示了逐步添加控制变量及固定效应的回归结果,均经过稳健标准误校正。

表 9 就地城镇化与受教育程度

变量	受教育年限			受教育程度		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>situ_expos</i>	1.208 9*** (0.083 2)	0.690 8*** (0.098 8)	0.267 8** (0.112 0)	0.288 9*** (0.030 9)	0.082 4** (0.035 3)	0.084 2** (0.039 6)
控制变量	未控制	未控制	控制	未控制	未控制	控制
固定效应	未控制	控制	控制	未控制	控制	控制
样本量	136 158	136 158	110 791	133 213	133 213	108 897
<i>R</i> ²	0.001 5	0.215 7	0.228 0	0.000 7	0.226 7	0.232 8

表 9 的回归结果表明,“村改居”政策冲击对个人受教育年限及受教育程度均有至少在 5% 的统计显著水平下的正向影响,反映了“村改居”政策的教育深化效应,与前文的观察结果一致。在控制了控制变量及固定效应后,“村改居”政策冲击回归系数减小,但依然显著。回归系数的变化说明,由于教育深化是中国发展时期的重要特征之一,若不采用本文识别策略则可能由于遗漏其他相关影响因素而高估“村改居”政策效应。

当“村改居”政策对较低学历人群子代的教育深化效应强于高学历人群时,教育代际向上流动性得到改

善。为探究是否存在上述异质性教育深化效应向教育代际向上流动性传导的机制,本部分借鉴了陈斌开等(2021)^[13]研究代际流动性影响机制的相关思路,设计基于亲代教育水平的分组回归分析来验证。回归结果如表 10 所示,均控制了相关变量及固定效应并采用稳健标准误。

表 10 父代学历异质性分析

Panel A:被解释变量为受教育年限					
变量	按父亲学历分组				
	未上过学	小学	初中	高中	大专及以上
<i>situ_expos</i>	1.0467*** (0.3495)	1.4075*** (0.3200)	0.1804 (0.2230)	-0.1773 (0.4291)	-0.3070 (0.5774)
样本量	7020	9194	11932	4837	1851
R^2	0.3853	0.4351	0.5564	0.6401	0.8081
Panel B:被解释变量为教育代际是否向上流动					
变量	按父亲学历分组				
	未上过学	小学	初中	高中	大专及以上
<i>situ_expos</i>	0.0825* (0.0462)	0.1120*** (0.0417)	0.0110 (0.0325)	0.0767 (0.0614)	-0.1273 (0.0815)
样本量	6860	8940	11660	4759	1815
R^2	0.2437	0.2262	0.2063	0.3787	0.5629
Panel C:被解释变量为受教育年限					
变量	按母亲学历分组				
	未上过学	小学	初中	高中	大专及以上
<i>situ_expos</i>	1.1679*** (0.2427)	0.0968 (0.2783)	0.6993*** (0.2560)	-0.3690 (0.4544)	-1.6265*** (0.3876)
样本量	13371	8171	8930	3155	1217
R^2	0.3255	0.5097	0.6659	0.7556	0.8832
Panel D:被解释变量为教育代际是否向上流动					
变量	按母亲学历分组				
	未上过学	小学	初中	高中	大专及以上
<i>situ_expos</i>	0.0561** (0.0241)	-0.0389 (0.0408)	-0.0137 (0.0387)	-0.0125 (0.0669)	-0.1254** (0.0573)
样本量	13145	7923	8748	3111	1196
R^2	0.1778	0.2383	0.2583	0.3836	0.3932

表 10 的 Panel A 回归结果表明,在按父亲学历分组后,“村改居”政策冲击对未上过学及小学学历群体的子代受教育年限回归系数显著为正,而对高学历群体的子代并不显著,说明“村改居”政策的教育深化效应主要是由低学历亲代群体的子代驱动的。上述异质性教育深化效应有利于缩小代际间的受教育水平差距,进而影响教育代际向上流动性,正如表 10 的 Panel B 对教育代际是否向上流动的回归结果所示,仅有未

上过学与小学学历分组的回归系数显著为正,说明在经历“村改居”政策冲击后,未上过学与小学学历群体的子代相较于高学历群体提升了更多的受教育年限,进而获得了更大的教育代际向上流动可能。Panel C 和 Panel D 是按母亲学历分组的回归结果,亦呈现出类似的数据表现,并且最高学历群体的分组回归系数均显著为负,进一步强化和验证了“村改居”政策对教育代际流动性的改善作用。

(二) 财富效应传导机制

正如第二部分的理论分析所述,异质性教育深化效应对教育代际流动性的传导在微观决策层面表现为跨代人力资本投资最优化的异质性参数。格罗韦和穆里根(Grawe & Mulligan, 2002)的跨代投资模型表明,家庭的禀赋差异和预算约束是决定教育代际流动性的重要因素^[56]。从理论上讲,高学历亲代较少受到资源禀赋的限制,而低学历亲代则面临预算紧约束,无法实现跨代人力资本最优投资。因此,当家庭受到财富正向冲击时,高学历亲代可能较少做出反应,而低学历亲代的预算约束得以放松,增加对子代的人力资本投资,从而缩小教育差距,提升教育代际流动性。

“村改居”的政策内容包括农村集体土地转为城市国有土地以及公共服务供给城市化等。一般而言,有利于盘活当地公共资源,促进居民财产性收入和转移性收入增长,从而放松低学历家庭跨代人力资本投资的预算约束,这为其子代受教育年限提升和教育代际流动性增强提供可能。如果上述机制成立,应该能观察到“村改居”政策的家庭财富效应,而且其对教育代际流动性的传导主要通过较低收入家庭群体进行。

为验证上述机制,本部分先进行基于家庭收入分组的回归分析,即依据人均家庭纯收入的大小将家庭分为低收入、中等收入、高收入三组,依次进行基准回归,判断“村改居”政策对教育代际流动性的影响是否主要通过较低收入家庭产生,结果见表 11。

表 11 家庭财富异质性分析

变量	低收入	中等收入	高收入
<i>situ_expos</i>	0.099 8*** (0.037 7)	-0.011 3 (0.030 6)	0.041 9 (0.026 4)
控制变量	控制	控制	控制
固定效应	控制	控制	控制
样本量	12 814	13 152	13 141
R^2	0.193 3	0.208 0	0.256 9

表 11 的回归结果验证了上述猜想,仅有低收入家庭组的“村改居”政策冲击回归系数显著为正,而中高收入家庭的回归系数均不显著。由于中高收入家庭进行跨代人力资本投资决策时主要着眼于回报端,较少受到预算约束的限制,因此其教育代际流动性对“村改居”政策冲击不敏感。上述发现为“村改居”政策冲击通过财富效应传导至教育代际流动性提供了间接证据,为直接检验“村改居”政策冲击是否对家庭收入有财富效应以及该效应是否会向教育代际流动性传导,本部分设计了如下的两阶段回归模型:

$$Ainc_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 situ_expos_{ijt} + \sum \beta_2 X_{it} + \alpha_j + \gamma_t + \varepsilon_{ijt} \quad (12)$$

$$Y_{ijt} = \gamma_0 + \gamma_1 \widehat{Ainc}_{ijt} + \sum \gamma_2 X_{it} + \alpha_j + \gamma_t + \varepsilon_{ijt} \quad (13)$$

其中, $Ainc$ 为家庭财产性收入和转移性收入之和, \widehat{Ainc} 为模型(12)剔除“村改居”政策影响后的拟合

值,反映了“村改居”政策对家庭财产性收入和转移性收入变动的影响,其余变量设定与基准回归一致。除水平值外,财产性收入增长率也会影响回报周期长的人力资本投资决策,所以为细致考察政策影响机制,还用家庭财产性收入和转移性收入之和的对数值替代水平值进行机制检验回归,结果见表12。

表12 机制分析:财富效应传导

Panel A: 第一阶段		
变量	(1)	(2)
<i>situ_expos</i>	1.6375** (0.7027)	0.1430* (0.0735)
样本量	42509	28052
R^2	0.2313	0.4321
Panel B: 第二阶段		
变量	(3)	(4)
\widehat{Ainc}	0.0227** (0.0107)	
$\ln \widehat{Ainc}$		0.2602** (0.1228)
样本量	40581	40581
R^2	0.1484	0.1484

注:列(1)和列(2)的被解释变量分别为 \widehat{Ainc} 和 $\ln \widehat{Ainc}$, 列(3)和列(4)的被解释变量均为教育代际是否向上流动。

表12的Panel A汇报了“村改居”政策冲击对家庭财产性收入和转移性收入之和及其对数值的回归系数,均显著为正,验证了“村改居”政策冲击对家庭的财富效应。在控制相应变量和因素后,第一阶段回归拟合值仅包括“村改居”政策冲击对家庭财产性收入和转移性收入之和及其对数值的影响,将该拟合值作为第二阶段解释变量能直接分析政策冲击带来的家庭收入变化如何影响教育代际流动性,从而检验“村改居”政策冲击的家庭财富效应是否会向教育代际流动性传导。Panel B的结果发现“村改居”政策冲击驱动的家庭收入变化对教育代际向上流动有正向影响,这说明“村改居”政策冲击引致的家庭财富变化的确改变了微观主体决策过程,能通过放松预算约束促进家庭对子代的人力资本投资,从而提升教育代际流动性。

(三) 认知型社会资本传导机制

上述机制从人力资本投资的供给侧发挥影响,而从需求侧看,家庭教育期望决定着人力资本投资水平,进而影响子代受教育水平^[57]。本文前述理论分析表明,家庭对人力资本投资回报率的认知直接决定家庭教育期望,但由于教育回报的边际递增特征以及信息摩擦,低收入家庭往往更易低估人力资本投资回报率并陷入教育贫困陷阱。因此,扩大低收入家庭与其他社会成员的交流有利于减少信息摩擦,而认知型社会资本是进行社会交往必不可少的条件。一般而言,认知型社会资本会对家庭教育期望产生积极作用,且该作用在受教育程度较低的家庭中更明显^[48]。认知型社会资本包括社会信任感和帮助感知,为社会主体间交换信息和资源提供支撑^[58],当认知型社会资本越高时,低收入家庭可从教育过程中建立的社交网络获取更多的资源,修正对人力资本投资回报率的认知,从而有更高的家庭教育期望及教育获得。另外,“村改居”政

策伴随着居民户口性质转换以及地方政府与居民群体的利益博弈,有利于增强居民的城镇归属感,改制居民间的利益相关性亦得以增强,从而在互助合作中提升社会信任感与帮助感。因此,“村改居”政策很可能提升较低教育程度家庭的认知型社会资本,并通过人力资本投资的需求侧来提高较低教育程度家庭的受教育水平及教育代际向上流动性。

为验证上述机制,本文借助 CFPS 数据进行实证检验。CFPS 调查询问了被访问者“喜欢信任还是怀疑别人”及“认为自己人缘关系有多好”,反映了被访问者社会信任感及帮助感的认知程度,为本文刻画个体样本的认知型社会资本提供了便利。若前一个问题的答案为喜欢信任别人,则社会信任感赋值为 1,反之为 0。后一个问题需要被访问者给自己打分,为 10 分制,最低为 0,最高为 10,刻画了社会帮助感。为充分利用两个维度的信息,本文还将社会信任感与帮助感标准化后加总,以综合刻画认知型社会资本。将基准回归的被解释变量分别替换为社会信任感、社会帮助感及其标准化处理之和,可以探究“村改居”政策冲击是否会影响个体认知型社会资本,进而影响子代受教育水平。表 13 列示了依据受教育程度分组的回归结果。

表 13 机制分析:认知型社会资本积累

Panel A: 被解释变量为社会信任感					
变量	按学历分组				
	未上过学	小学	初中	高中	大专及以上
<i>situ_expos</i>	0.1631*** (0.0632)	-0.0427 (0.0579)	0.0001 (0.0453)	-0.1045 (0.0827)	0.0856 (0.1317)
样本量	4320	5083	6625	2728	897
R^2	0.1966	0.1757	0.1472	0.2905	0.4183
Panel B: 被解释变量为社会帮助感					
变量	按学历分组				
	未上过学	小学	初中	高中	大专及以上
<i>situ_expos</i>	0.3135 (0.3109)	0.6547** (0.2760)	-0.0781 (0.2127)	-0.2112 (0.4236)	0.0758 (0.8001)
样本量	2485	3115	4100	1623	606
R^2	0.2772	0.2220	0.1701	0.4029	0.5206
Panel C: 被解释变量为经标准化后的社会信任感与社会帮助感之和					
变量	按学历分组				
	未上过学	小学	初中	高中	大专及以上
<i>situ_expos</i>	0.5210* (0.2686)	0.3853* (0.2321)	-0.0917 (0.1791)	-0.2948 (0.3587)	0.1400 (0.5284)
样本量	2478	3109	4091	1620	605
R^2	0.2643	0.2173	0.1819	0.3933	0.4878

表 13 的 Panel A 与 Panel B 回归结果表明,“村改居”政策冲击对未上过学分组的社会信任感及小学分组的社会帮助感的估计系数均显著为正,而较高受教育程度分组的回归系数不显著,表明“村改居”政策冲击对较低受教育程度家庭认知型社会资本的不同维度均有一定促进作用。Panel C 展示了对认知型社会资本综合变量的回归结果,其中未上过学群体与小学群体的解释变量均为正,在一定程度上验证了假设 3,即“村改居”政策冲击对较低受教育程度家庭的认知型社会资本有促进效应。理论分析表明,认知型社会资本的提高于修正较低受教育程度家庭对人力资本投资回报率的认知,引致家庭教育期望提高及子代的教育获得,这一影响链条与已有的实证发现一致^[28],因此“村改居”政策对认知型社会资本的正向促进作用将传导至子代的受教育程度。与之相反,表 13 中较高受教育程度群体的解释变量回归系数不显著,表明他们的认知型社会资本不受“村改居”政策冲击影响。因此,认知型社会资本对不同受教育程度群体子代的教育差距有收敛作用,应为“村改居”政策教育代际流动性提升效应的传导机制之一。

七、研究结论与政策建议

教育代际流动性下降是当前中国社会面临的重要问题,理解城镇化与教育代际流动性间的内在关系有助于探索提高教育代际流动性的实践路径。“村改居”这一就地城镇化政策为探究城镇化对居民教育代际流动性的影响提供了一个来自公共政策冲击的准自然实验,借助 CFPS 数据,本文考察了“村改居”政策与教育代际流动性变迁的特征事实和影响机制。本文研究结果显示,“村改居”政策提升了改制村居家庭的教育代际流动性,降低了改制村居的教育代际相关系数。从影响机制上看,“村改居”政策提升了低学历群体子代的受教育水平,而对高学历群体作用不明显,这种异质性教育深化效应提升了教育代际流动性。异质性教育深化效应来自两个渠道:一是放松低学历家庭的人力资本投资预算约束,引致家庭对子代人力资本投资的增加;二是提升低学历群体的认知型社会资本,从而提升其对人力资本投资回报率的认知与家庭教育期望水平。这两个渠道共同引致子代受教育水平的提升和教育代际向上流动性的增加。对比改制村居家庭与未改制家庭后发现,“村改居”政策对家庭教育代际流动性的改善来源于缩小与城镇群体差距而非加剧与乡村群体的不平等,在效率与公平层面均提供了可评估的视角。此外,政策效应只存在于具备城镇化基础以及地方政府配套保障措施到位率高的地区,具有区域异质性。

基于上述研究结论,本文的政策建议如下:

第一,积极发挥就地城镇化政策对当地居民教育代际流动性的改善作用,对于具备产业与人口基础或是在大城市辐射范围内的县域,应在时机成熟时放松人口或土地制度约束,稳妥推进就地城镇化,在改善机会公平的前提下释放政策动力。

第二,在就地城镇化推进过程中应审慎考量配套政策的实施基础,从严把控就地城镇化政策,避免停留于名义上的城镇化。在政策实施过程中应注重保障措施与服务配套,使居民切实参与就地城镇化发展进程,增加居民的收入,使得政策改善教育代际流动性的传导机制发挥实质影响。

第三,以就地城镇化政策落实城乡融合发展理念,缓解欠发达区域低学历群体的预算约束,鼓励和帮助低学历群体利用社会网络并培育社会资本,从而规避低学历家庭陷入教育贫困陷阱的风险,实现更广泛的机会公平,促进全社会的代际流动性提升。

参考文献:

- [1] 习近平, 扎实推进共同富裕[J]. 求是, 2021(20): 4-8.
- [2] FAN Y, YI J J, ZHANG J S. Rising intergenerational income persistence in China[J]. *American Economic Journal: Economic Policy*, 2021, 13(1): 202-230.
- [3] 周强, 张全红. 中国家庭长期多维贫困状态转化及教育因素研究[J]. *数量经济技术经济研究*, 2017, 34(4): 3-19.
- [4] BJÖRKLUND A, JÄNTTI M, SOLON G. Influences of nature and nurture on earnings variation: a report on a study of various sibling types in Sweden[M]// BOWLES S, GINTIS H, OSBORNE M. *Unequal chances: family background and economic success*. Princeton: Princeton University Press, 2005: 145-164.
- [5] 阳义南. 市场化进程对中国代际流动的贡献[J]. *财经研究*, 2018, 44(1): 128-141.
- [6] XIE Y, DONG H, ZHOU X, et al. Trends in social mobility in postrevolution China[J]. *PNAS*, 2022, 119(7): e2117471119.
- [7] 魏浩, 杨明明, 李实. 共同富裕、贸易开放与中国的代际收入流动性[J]. *金融研究*, 2022(8): 74-93.
- [8] 李任玉, 杜在超, 龚强, 等. 经济增长、结构优化与中国代际收入流动[J]. *经济学(季刊)*, 2018, 17(3): 995-1012.
- [9] 郑筱婷, 袁梦, 王珺. 城市产业的就业扩张与收入的代际流动[J]. *经济学动态*, 2020(9): 59-74.
- [10] 杨沫, 葛燕, 王岩. 城镇化进程中农业转移人口家庭的代际职业流动性研究[J]. *经济科学*, 2019(2): 117-128.
- [11] 李萍, 谌新民. 工业化和城镇化对代际职业流动的作用分析[J]. *南开经济研究*, 2021(4): 142-168.
- [12] 牟欣欣, 杨博文, 张大为. 城镇化与代际收入流动: 微观证据与机制分析[J]. *统计与决策*, 2022, 38(7): 52-56.
- [13] 陈斌开, 张淑娟, 申广军. 义务教育能提高代际流动性吗? [J]. *金融研究*, 2021(6): 76-94.
- [14] 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(2): 121-140.
- [15] 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(5): 91-109.
- [16] 顾永红, 向德平, 胡振光. “村改居”社区: 治理困境、目标取向与对策[J]. *社会主义研究*, 2014(3): 107-112.
- [17] SHEN Y, SUN W K. From villages to urban neighborhoods: urbanization and health[J]. *China & World Economy*, 2023, 31(2): 137-158.
- [18] 邓智平, 刘小敏. 村改居社区原村民的半市民化问题研究[J]. *南方人口*, 2019, 34(2): 27-37.
- [19] CHEN J, KAN K, DAVIS D S. Administrative reclassification and neighborhood governance in urbanizing China[J]. *Cities*, 2021, 118: 103386.
- [20] 肖伟, 刘文华, 谢婷. 就地城镇化的家庭收入效应——基于中国家庭金融调查(CHFS)的实证研究[J]. *金融研究*, 2023(2): 152-170.
- [21] 陶真. 新型城镇化背景下转居村民身份认同的冲突与重构[J]. *山东社会科学*, 2023(3): 169-176.
- [22] 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.
- [23] JÄNTTI M, BRATSBERG B, RØED K, et al. American exceptionalism in a new light: a comparison of intergenerational earnings mobility in the Nordic countries, the United Kingdom and the United States[Z]. *IZA Discussion Paper No. 1938*, 2006.
- [24] BRATSBERG E, NILSEN Ø A, VAAGE K. Trends in intergenerational mobility across offspring's earnings distribution in Norway[J]. *Industrial Relation*, 2007, 46(1): 112-129.
- [25] CHADWICK L, SOLON G. Intergenerational income mobility among daughters[J]. *The American Economic Review*, 2002, 92(1): 335-344.
- [26] LEE C I, SOLON G. Trends in intergenerational income mobility[J]. *The Review of Economics and Statistics*, 2009, 91(4): 766-772.
- [27] CHETTY R, HENDREN N, KLINE P, et al. Is the United States still a land of opportunity? Recent trends in intergenerational mobility[J]. *The American Economic Review*, 2014, 104(5): 141-147.
- [28] ALESINA A, HOHMANN S, MICHALOPOULOS S, et al. Intergenerational mobility in Africa[J]. *Econometrica*, 2021, 89(1): 1-35.
- [29] ATKINSON A B. On intergenerational income mobility in Britain[J]. *Journal of Post Keynesian Economics*, 1980, 3(2): 194-218.
- [30] ZIMMERMAN D J. Regression toward mediocrity in economic stature[J]. *The American Economic Review*, 1992, 82(3): 409-429.
- [31] DEARDEN L, MACHIN S, REED H. Intergenerational mobility in Britain[J]. *The Economic Journal*, 1997, 107(440): 47-66.
- [32] 张子豪, 谭燕芝. 社会保险与收入流动性[J]. *经济与管理研究*, 2018, 39(8): 27-41.

- [33] BHATTACHARYA D, MAZUMDER B. A nonparametric analysis of black-white differences in intergenerational income mobility in the United States[J]. *Quantitative Economics*, 2011, 2(3): 335-379.
- [34] 方福前,田鸽,张勋. 数字基础设施与代际收入向上流动性——基于“宽带中国”战略的准自然实验[J]. *经济研究*, 2023, 58(5): 79-97.
- [35] 王建志,吴作章. 中国城镇化发展的问题与政策思路[J]. *首都经济贸易大学学报*, 2011, 13(4): 18-24.
- [36] CHEN C, QIN B. The emergence of China's middle class: social mobility in a rapidly urbanizing economy[J]. *Habitat International*, 2014, 44: 528-535.
- [37] RAINS E, KRISHNA A. Will urbanization raise social mobility in the South, replicating the economic history of the West? [Z]. WIDER Working Paper No. 2019/102, 2019.
- [38] 李军,李敬. 新型城镇化能改善代际流动性吗? [J]. *劳动经济研究*, 2020, 8(1): 44-71.
- [39] 冯奎,程泽宇. 推进县域城镇化的思路与战略重点[J]. *经济与管理研究*, 2012(6): 65-70.
- [40] BUCHORI I, RAHMAYANA L, PANGI P, et al. *In situ* urbanization-driven industrial activities: the Pringapus enclave on the rural-urban fringe of Semarang Metropolitan Region, Indonesia[J]. *International Journal of Urban Sciences*, 2022, 26(2): 244-267.
- [41] BOURDIEU P. The forms of capital [M]//RICHARDSON J. *Handbook of theory and research for the sociology of education*. Westport, CT: Greenwood, 1986: 241-258.
- [42] 黄锐. 社会资本理论综述[J]. *首都经济贸易大学学报*, 2007(6): 84-91.
- [43] CHETTY R, JACKSON M O, KUHLER T, et al. Social capital I: measurement and associations with economic mobility[J]. *Nature*, 2022, 608: 108-121.
- [44] COLEMAN J S. Social capital in the creation of human capital[J]. *American Journal of Sociology*, 1988, 94: S95-S120.
- [45] 周华东,钱金,高玲玲. 社会网络与教育代际流动——基于CFPS的实证分析[J]. *调研世界*, 2022(12): 33-41.
- [46] 张君慧,陈正康,马恒运,等. 社会资本如何影响农村居民代际收入流动性——基于CHIP数据的实证研究[J]. *科学决策*, 2022(2): 53-67.
- [47] SOLON G. A model of intergenerational mobility variation over time and place [M]//CORAK M. *Generational income mobility in North America and Europe*. Cambridge: Cambridge University Press, 2004: 38-47.
- [48] 蔡庆丰,程章继,陈武元. 社会资本、家庭教育期望与阶层流动——基于“中国家庭追踪调查”的实证研究与思考[J]. *教育发展研究*, 2021, 41(20): 9-21.
- [49] 方亚琴,夏建中. 社区治理中的社会资本培育[J]. *中国社会科学*, 2019(7): 64-84.
- [50] 高灵芝,胡旭昌. 城市边缘地带“村改居”后的“村民自治”研究——基于济南市的调查[J]. *重庆社会科学*, 2005(9): 108-112.
- [51] NUNN N, QIAN N. The Potato's contribution to population and urbanization: evidence from a historical experiment[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 2011, 126(2): 593-650.
- [52] MOSTELLER F. Association and estimation in contingency tables[J]. *Journal of the American Statistical Association*, 1968, 63(321): 1-28.
- [53] GOODMAN-BACON A. Difference-in-differences with variation in treatment timing[J]. *Journal of Econometrics*, 2021, 225(2): 254-277.
- [54] 周飞舟,王绍琛. 农民上楼与资本下乡:城镇化的社会学研究[J]. *中国社会科学*, 2015(1): 66-83.
- [55] 涂丽,乐章. 靠政府还是靠集体:“村改居”社区居民的市民化问题研究[J]. *财政研究*, 2018(9): 118-129.
- [56] GRAWE N D, MULLIGAN C B. Economic interpretations of intergenerational correlations[J]. *Journal of Economic Perspectives*, 2002, 16(3): 45-58.
- [57] ZHAN M. Assets, parental expectations and involvement, and children's educational performance[J]. *Children and Youth Services Review*, 2006, 28(8): 961-975.
- [58] NAHAPIET J, GHOSHAL S. Social capital, intellectual capital, and the organizational advantage[J]. *Academy of Management Review*, 1998, 23(2): 242-266.

In Situ Urbanization and Changes in Intergenerational Educational Mobility

WANG Yihang, XIE Shang

(Peking University, Beijing 100871)

Abstract: Urbanization profoundly impacts residents' socio-economic activities and significantly affects social equity and individual well-being. The village-to-residential community (VRC) policy is a crucial tool in China's new urbanization, aimed at promoting in situ urbanization. Exploring whether this policy can enhance vertical social equity, represented by intergenerational educational mobility, is vital for addressing the poverty transmission caused by intergenerational educational stickiness, improving intergenerational equality, and advancing human-centered urbanization.

This paper proposes three potential mechanisms through which the VRC policy may affect intergenerational educational mobility based on the intergenerational transmission model of human capital. Using data from the China Family Panel Studies (CFPS), it outlines stylized facts concerning the policy and changes in intergenerational educational mobility. Then, it empirically examines these theoretical mechanisms with the difference-in-differences (DID) model. The empirical analysis strategy controls for non-parallel trends and random factors, providing policy suggestions based on relatively reliable findings.

The findings reveal that the policy enhances intergenerational educational mobility for families in VRC areas, reducing their intergenerational correlation coefficient of education. In terms of the influencing mechanisms, the policy elevates the educational attainment level of younger generations from lower-educated families. In contrast, this impact on higher-educated families is less pronounced, which enhances intergenerational educational mobility. Analysis based on the mechanism of intergenerational human capital investment suggests that the impact on household wealth relaxes the budget constraints on human capital investment, leading to increased investment in human capital for younger generations. This effect varies across parental education levels, contributing to the improvement in intergenerational educational mobility. Furthermore, the VRC policy increases cognitive social capital among lower-educated families, enhancing intergenerational mobility in education.

This paper deepens the understanding of the VRC policy from a micro perspective, provides new evidence on factors influencing intergenerational educational mobility, introduces new measures for intergenerational educational mobility, and expands research on the micro-level aspects of in situ urbanization. The results indicate that the VRC policy, as a crucial lever in China's new urbanization, can exert manifold direct and indirect effects on intergenerational opportunity equity. Promoting the VRC policy in regions with a foundation for urbanization can help residents break free from the poverty transmission caused by intergenerational educational stickiness. Additionally, it is essential to improve the provision of public services in VRC communities and involve residents effectively in promoting in situ urbanization, thereby enhancing intergenerational mobility across society.

Keywords: in situ urbanization; village-to-residential community policy; intergenerational educational mobility; human capital; intergenerational equality

责任编辑:宛恬伊