华南农业大学学报(社会科学版)
2025年第2期 JOURNAL OF SOUTH CHINA AGRICULTURAL UNIVERSITY
(第24卷) (SOCIAL SCIENCE EDITION)

义务教育政策与代际流动性

许长青,陆智军

(中山大学 粤港澳发展研究院,广东 广州 510275)

摘 要: 教育能否提高子女的社会经济地位是我国弱势家庭进行教育投资的重要考虑因素。研究将各地区开始实施义务教育政策的时间差异作为外生冲击,使用多时点双重差分法探究了义务教育政策对地区绝对流动性的影响。实证结果表明,义务教育政策的实施显著提高了农村地区的绝对流动性,弱势家庭子女的预期社会经济地位次序相比于政策实施前提高了3.228个百分位。其作用机制是弱势家庭子女更依赖于人力资本投资以提升社会经济地位;弱势家庭子女的受教育年限越长,其社会经济地位越高。政府应充分认识义务教育政策在增强地区绝对流动性的重要作用,提升社会机会公平,以促进教育资源的均衡分配。

关键词: 义务教育法;绝对流动性;社会经济地位;机会公平

中图分类号: F323.6 **文献标识码:** A **文章编号:** 1672-0202(2025)02-0051-12

一、引言

改革开放以来,我国政府日益加大对教育的重视程度,国家的教育水平实现显著提升。在2023年中央政治局第五次集体学习中,习近平主席强调“建设教育强国”“教育兴则国家兴,教育强则国家强”“教育始终是强国兴起的关键因素”,凸显了教育普及和教育质量提升在我国社会经济发展中的重要作用。对于国家而言,教育能够通过增加人力资本的存量,提高经济增长的速度和质量;就个体层面,尤其是对于弱势家庭子女来说,教育被视为提高社会经济地位,实现阶层跃迁的重要途径。然而,近年来教育领域的深层次矛盾日益突出,社会阶层相对固化,教育在促进代际流动中的传统效能受到质疑。具体而言,随着教育资源分配不均等问题的加剧,弱势家庭子女通过教育途径实现社会经济地位提升的难度显著增加。相反,教育在一定程度上成为了较高社会阶层家庭维持并巩固其社会经济地位的有效手段。这一现象不仅挑战了教育公平的基本原则,也对社会整体的阶层流动性构成了潜在威胁。为了深入探究并分析教育因素对于弱势家庭子女社会经济地位提升的影响,本文以《中华人民共和国义务教育法》(后面简称《义务教育法》)在各省实施时间的差异作为外生冲击,研究政策对地区绝对流动性的影响,从而识别教育对弱势家庭子女社会经济地位变化的作用,进而提出相关政策建议。本研究的学术贡献有三点:一是考虑到我国城市和农村在社会流动层面的差异,将户籍变量纳入到社会流动性指标的构建;二是区别于过往文献大多对相对流动性的关注,本文从绝对流动性的视角研究《义务教育法》对弱势家庭子女的影响,更有助于认识教育在改善社会机会公平的作用。三是本文尝试用个体自我评价的方法来测度社会流动性,可以避免个体暂时性收入和生命周期偏误等对社会经济地位测度的影响,结果更为可靠。本研究通过揭示教育对弱势家庭子女社会流动的促进作用,为新时代政府深化教育优先

收稿日期: 2024-11-26 **DOI:** 10.7671/j.issn.1672-0202.2025.02.005

作者简介: 许长青(1968—),男,湖南邵阳人,中山大学粤港澳发展研究院研究员,主要研究方向为教育经济学、人力资本与劳动力市场经济、高等教育与区域经济发展研究;陆智军为本文通讯作者。E-mail:luzhj25@mail2.sysu.edu.cn

发展战略，构建更加公平的社会机会结构，激活人力资本红利，提供了重要的理论支持和政策启示。

在经济学视角下，“知识改变命运”这一观念蕴含的意义在于家庭教育投资的预期收益往往高于成本投入。经济条件的限制可能会使弱势家庭难以承担教育投资的成本，进而难以为子女提供优质的教育机会[1]。《义务教育法》规定：“国家将义务教育全面纳入财政保障范围，义务教育经费由国务院和地方各级人民政府依照本法规定予以保障”。公共教育投资承担了家庭子女在义务教育阶段的费用，有效弥补了家庭教育投资的不足[2]，从而保障了弱势家庭子女接受教育的权利，但这并不代表教育给家庭带来的经济收益就超过了机会成本。若一个地区中家庭进行教育投资的收益高于成本，这个地区家庭的社会经济地位得到提升的可能性将显著增大，该地区的整体社会流动性增强。

代际流动性是一个多维度的概念，深刻反映了家庭两代人之间社会经济地位的变动关系。较低的代际流动性既可能导致社会资源分配不当，还可能抑制年轻一代潜能的最大化释放，导致其难以跨越社会阶层的界限[3]。代际流动性反映了地区的纵向公平[4]，包括相对流动性和绝对流动性两种不同的测度方式[5]。相对流动性表示子代和父代社会经济地位之间的相关性；绝对流动性表示某地区特定社会经济地位家庭的孩子预期的社会经济地位[5]，子代社会经济地位的相对提升，在代际流动中体现为绝对流动性的提高。因此，绝对流动性衡量的是子代的社会经济地位在绝对意义上相对于父代的提升[6]。过往研究关注弱势家庭子女的预期社会经济地位排序[7]，若预期排序越高，表明这个地区的绝对流动性越高，社会环境相对较为公平。

Becker 和 Tomes 建立的家庭人力资本投资的效用最大化理论模型，论证了家庭对子女的人力资本投资，决定了收入的相对流动性[8-9]。“了不起的盖茨比曲线”揭示了国家内部相对流动性与社会不平等程度之间具有相关性[10]，引起了学者对相对流动性的影响机制的研究兴趣。实证研究发现，我国的公共教育支出是影响相对流动性的重要因素，公共教育支出提高了收入的相对流动性[11]和教育的相对流动性[12]；家庭的流动性约束降低了相对流动性[13]，而地区数字金融的发展可以缓解这种影响[14]；性别、城乡、出生群组对相对流动性有影响，女性群体、城市居民和年轻一代的相对流动性较低[15]；社会网络降低了相对流动性[16]；搬迁扶贫改善了中低收入阶层的相对流动性和绝对流动性[17]；市场改革、经济发展和政策变化都对相对流动性有影响[18]。

公共教育政策是影响相对流动性的重要因素。我国具有标志性的教育政策包括《义务教育法》、1999 年起推行的高校扩招政策以及在部分地区先行探索并推广的免费义务教育政策[19]。高校扩招政策在长期范围内提高了居民收入的相对流动性[20]，对农村家庭教育的相对流动性的影响尚未有一致的结论[1,21]。免费义务教育政策提高了农村家庭教育的相对流动性[19]，而《义务教育法》的实施提高了教育的相对流动性[22]。《义务教育法》制定的目的是“保障适龄儿童、少年接受义务教育的权利，保证义务教育的实施，提高全民族素质”，研究《义务教育法》对弱势家庭绝对流动性的影响相比于研究其对相对流动性的影响，更有利于验证政策的实施效果。

近年来，绝对流动性的研究日益受到学术界重视。在宏观层面，我国 1964 - 1985 年出生队列的绝对流动性水平显著高于美国的同期水平，这主要得益于经济增长效应[6]。在中观层面，城市的绝对流动性与经济发展水平没有显著的相关性，但与公共教育投入存在显著的正相关关系[23]。在微观层面，搬迁扶贫提高了中低收入阶层家庭子女的绝对流动性[17]。一些文献虽然研究了公共教育政策对绝对流动性的影响[24]，但得出的结论并不一致，这可能是因为他们对绝对流动性的指标定义存在差异，或是只使用截面数据，忽略了代际流动性的动态变化。

相关研究成果表明，《义务教育法》的实施可能缓解了弱势家庭的流动性约束造成的教育投资的不足[22]。此外，政策要求保障个体在义务教育阶段享有受教育权利，这也有效降低了弱势家庭

子女辍学的风险。在地区推行《义务教育法》可以提高绝对流动性,其机制在于为弱势家庭子女提供更多的教育,从而提高其社会经济地位,但户籍对这种作用机制存在重要影响[21],因此在构建绝对流动性的指标时,若未能将户籍因素纳入考量,就不足以区分城市和农村地区在社会代际流动性层面的差异。总结过往的研究结论,本文提出以下假说:

假说 1:《义务教育法》提高了农村地区的弱势家庭子女的绝对流动性。

假说 2:农村户籍弱势家庭子女的受教育水平越高,其社会经济地位越高。

在研究代际流动性之前,需要对家庭的社会经济地位进行测量,学界一般采用主观法和客观法两种方法[25]。主观法是侧重个体对自身所处社会阶层位置的自我评价作为社会经济地位数据;客观法是采用职业、收入或受教育年限等可量化的指标作为社会经济地位的代理变量。相关指标因客观性和可获取性在文献中得到更多的应用,但也存在一些问题:现代社会对职业分工的细化,使得粗略地划分职业层次无法较好地体现个体的经济社会地位[2];我国缺少关于收入的长期追踪数据,而且收入数据容易受到暂时性收入冲击和生命周期偏误的影响[26];教育不是决定社会经济地位的唯一因素[25]。此外,衡量上述客观数据使用到的家庭入户调查数据还存在同住偏误和暂时移民偏误的选择偏误影响[26]。因此,本文使用主观法来衡量家庭的社会经济地位,采用自评的社会经济地位构建绝对流动性的指标并进行分析,同时将样本限制为出生后一直在当地生活的个体。采用主观法来测量社会经济地位,可以避免暂时性收入和生命周期偏误的影响[4];用个体自评的社会阶层位置作为社会经济地位的数据,避免了同住偏误的影响;只考虑没有发生迁移的个体,避免了暂时移民偏误的衡量影响,同时也能确定个体受到政策影响时的年份和省份。

二、数据与变量

(一) 数据来源和处理

本文使用中国综合社会调查(Chinese General Social Survey,CGSS)2008 年、2010 年、2011 年、2013 年、2015 年、2017 年和 2018 年的混合截面数据,排除了最新的 2021 年数据,以规避 COVID-19 疫情对研究结果可能产生的干扰和影响。本文对原始数据进行如下处理:①只保留 1966 年及以后出生的 30 岁至 50 岁的样本;②只保留没有发生迁移的样本,避免人口迁移带来的干扰;③删掉自评社会经济地位存在缺失值的样本;④为了得到有效的绝对流动性的指标,删掉同一省份、同一出生年份中样本数小于 4 的样本。

(二) 变量描述

被解释变量:地区的绝对流动性,用 14 岁时家庭社会经济地位在同一省份和同一出生年份的群体中次序为 25 百分位个体的期望社会经济地位来表示。本文将主观社会经济地位作为个体的社会经济地位,数据来源于问题“您认为您自己在哪个等级上”和“您认为您 14 岁时,您的家庭处在哪个等级上”,前者表示样本接受调查时自评的子女社会经济地位,后者代表样本自评的 14 岁时的家庭社会经济地位,取值为 1 ~ 10 的离散变量,经过转换后,1 表示社会最底层,10 表示社会最顶层。

核心解释变量:义务教育政策的虚拟变量。《义务教育法》最初于 1986 年 4 月 12 日在第六届全国人民代表大会第四次会议上获得通过,随后全国人民代表大会常务委员会在 2006 年、2015 年和 2018 年对其进行了修正。《义务教育法》规定年满六周岁的儿童有义务和权利接受九年的义务教育,这意味着政策实施后大部分六岁儿童将接受六年小学教育和三年初中教育,直到其十五岁初中毕业。各省份、直辖市、自治区执行《义务教育法》的时间存在差异,假设当政策实施后,就读初三的个体的出生年份是受到政策影响的临界出生年份。《义务教育法》在各地区的具体实施时

间及该地区受到政策影响的临界出生年份见图1[①]。若出生年份为临界出生年份或之后的年份,义务教育政策变量记为"1",反之记为"0"。

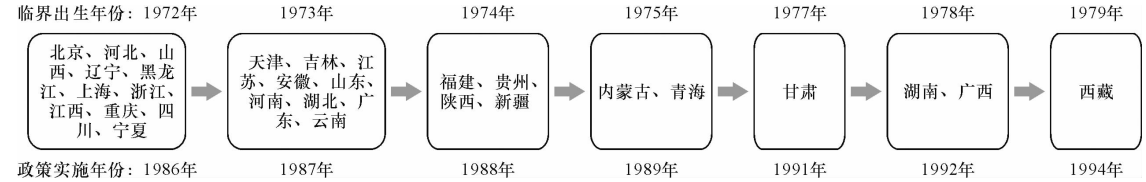


图1 《义务教育法》在各地区实施的年份及受影响的临界出生年份

其他变量:本文在基准回归中控制省份固定效应和出生年份固定效应。本文将进一步在微观层面进行分析,控制样本的个体特征。对样本的受教育年限进行转换,没有受过任何正规教育设定为0年,小学为6年,初中为9年,职业高中、普通高中、中专、技校为12年,大学专科为15年,大学本科为16年,研究生及以上为18年。变量的描述性统计见表1。

表1 描述性统计

变量	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
子女社会经济地位	18060	4.222	1.683	1	10
14岁时家庭社会经济地位	18060	3.181	1.830	1	10
出生年份	18060	1974	5.436	1966	1988
性别(男性=1;女性=0)	18060	0.496	0.500	0	1
户籍(农村户口=1)	18060	0.597	0.490	0	1
政治面貌(共产党员=1)	18060	0.0830	0.276	0	1
自评健康水平(健康=1)	18060	0.893	0.310	0	1
子女受教育年限	18043	9.406	3.941	0	18
父亲受教育年限	17466	5.584	4.499	0	18
母亲受教育年限	17647	3.757	4.239	0	18

三、研究方法

本研究参考Chetty等人[5]和王伟同等人[4]的方法构建被称为"绝对向上流动"的绝对流动指标,具体过程如下:首先估计省份的社会经济地位次序-次序斜率(rank-rank slope),回归模型如式(1)所示:

$$Rank_{pt}^{s_i} = \alpha_{pt} + \beta_{pt} Rank_{pt}^{f_i} + \varepsilon_{pt} \tag{1}$$

其中,$Rank_{i\,pt}^{s}$表示省份p中第i个家庭出生年份为t的子女接受调查时自评的子女社会经济地位在同一省份和同一出生年份的群体中的百分位次序,$Rank_{pt}^{f_i}$是对应个体自评的14岁时家庭社会经济地位在同一省份和同一出生年份的群体中的百分位次序。

根据式(2)算出14岁时家庭社会经济地位在第25百分位的期望次序$\widehat{Rank}_{pt}$,即绝对流动性的指标:

$$\widehat{Rank}_{pt} = \widehat{\alpha}_{pt} + \widehat{\beta}_{pt} Rank_{25,pt}^{f} \tag{2}$$

个体在自评14岁时家庭社会经济地位的次序为第25百分位,被视为弱势家庭子女的标志,其

① 资料来源:各地的《义务教育法》实施公文,实施时间在当年9月1日及之后的记为下一年。

期望次序$\widehat{Rank}_{pt}$表示该省份的弱势家庭子女的预期社会经济地位，数值越高，代表该省份的绝对流动性越高，弱势家庭子女更有可能提高社会经济地位。

考虑到我国存在“城乡二元结构”，农村户籍和非农村户籍的个体的自评社会经济地位可能不具有直接可比性，因此本文进一步构建农村样本和城市样本的绝对流动性的指标，在式（1）的基础上加入户籍的虚拟变量：

$$Rank_{pt}^{s_i} = \alpha_{pt} + \beta_{pt} Rank_{pt}^{f_i} + \gamma_{pt} hukou_{pt}^{s_i} + \varepsilon_{pt} \tag{3}$$

在式（2）的基础上计算农村样本的绝对流动性，如式（4）所示：

$$\widehat{Rank}_{pt}^{countryside} = \widehat{\alpha}_{pt} + \widehat{\beta}_{pt} Rank_{25,pt}^{f} + \widehat{\gamma}_{pt} \tag{4}$$

城市样本的绝对流动性的计算公式为式（5）：

$$\widehat{Rank}_{pt}^{city} = \widehat{\alpha}_{pt} + \widehat{\beta}_{pt} Rank_{25,pt}^{f} \tag{5}$$

四、实证结果

（一）识别策略

《义务教育法》在各省实施的时间不同，本文将这种差异作为外生冲击，采用多时点双重差分法（Staggered DID）来识别政策对绝对流动性的影响。具体的计量模型见式（6）：

$$\widehat{Rank}_{pt} = \beta_0 + \beta_1 Policy_{pt} + pro_p + birth_t + \varepsilon_{pt} \tag{6}$$

其中，$Policy_{pt}$是义务教育政策变量，pro_p 和$birth_t$ 分别是省份固定效应和出生年份固定效应。

β_1 的回归系数是基准回归关注的结果，其正负性代表了《义务教育法》的实施对地区绝对流动性的影响方向，预计$\widehat{\beta}_1$ 为正，即政策的推行提高了弱势家庭子女的预期社会经济地位。由于我国的城乡差异可能影响政策的实施效果，本文将从式（1）和式（2）计算得到的不考虑户籍影响的绝对流动性指标和从式（3）、式（4）和式（5）计算得到的考虑户籍影响的农村样本绝对流动性指标和城市样本绝对流动性指标分别作为被解释变量代入计量模型中进行回归，在不同的衡量指标中，分析《义务教育法》的实施对弱势家庭子女社会经济地位的影响。

（二）基准回归结果

基准回归结果如表 2 所示。第 1 列的被解释变量是不考虑户籍影响的绝对流动性指标$\widehat{Rank}_{pt}$，第 2 列的被解释变量是考虑户籍影响的农村样本绝对流动性指标$\widehat{Rank}_{pt}^{countryside}$，第 3 列的被解释变量是考虑户籍影响的城市样本绝对流动性指标$\widehat{Rank}_{pt}^{city}$。第 1 列和第 2 列中义务教育政策变量的回归系数显著为正，而第 3 列中义务教育政策变量的回归系数是不显著的。因此，本文认为《义务教育法》的实施主要提高了农村样本的绝对流动性，但基准回归的结果不能证明其对城市样本的绝对流动性有影响；相比于政策实施前，农村样本中弱势家庭子女的预期社会经济地位次序在政策实施后提高了 3.228 个百分位，弱势家庭子女有可能获得更高的社会经济地位。基准回归的结果验证了假说 1。

表 2　基准回归结果

	$\widehat{Rank}_{pt}$	$\widehat{Rank}_{pt}^{countryside}$	$\widehat{Rank}_{pt}^{city}$
义务教育政策变量	1.847*（1.064）	3.228**（1.569）	2.281（2.219）
省份固定效应	是	是	是
出生年份固定效应	是	是	是
聚类层级	省级	省级	省级

注：三列的结果都是控制了省份固定效应和出生年份固定效应，且聚类到省级层面；括号内为聚类标准误；***、**、*分别代表在 1%、5%、10% 水平上显著。

基准回归的结果表明，《义务教育法》的实施提高了农村地区的绝对流动性，因此下文将对表2中第2列的回归结果的有效性进行检验。

（三）平行趋势检验

使用双重差分法需要满足平行趋势，本文用事件研究法进行事前趋势检验，具体的计量模型如式（7）所示：

$$\widehat{Rank}_{pt}^{countryside}=\beta_0+\sum_{k=-4,k\neq-1}^{6}\beta_k\ Policy_{p,t+k}+Pro_p+Birth_t+\varepsilon_{pt} \tag{7}$$

其中，$Policy_{p,t+k}$是虚拟变量，当t减去省份p的临界出生年份等于k时，虚拟变量取值为1，其余取值为0。以临界出生年份的前一年为基期，显著性水平为0.1。事前趋势的结果如图2所示。在政策实施前，所有系数回归结果皆不显著且没有明显的事前趋势；在政策实施后的第3、4期，系数显著为正，故满足事前趋势检验。

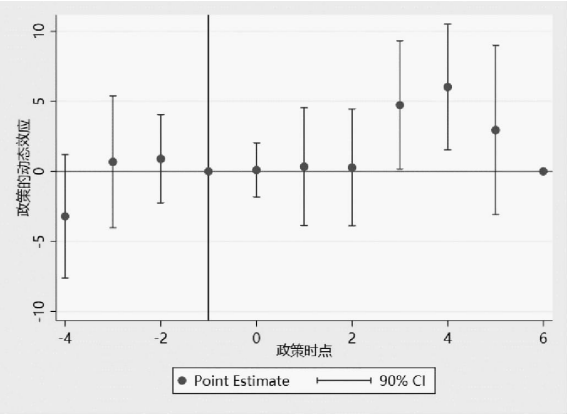
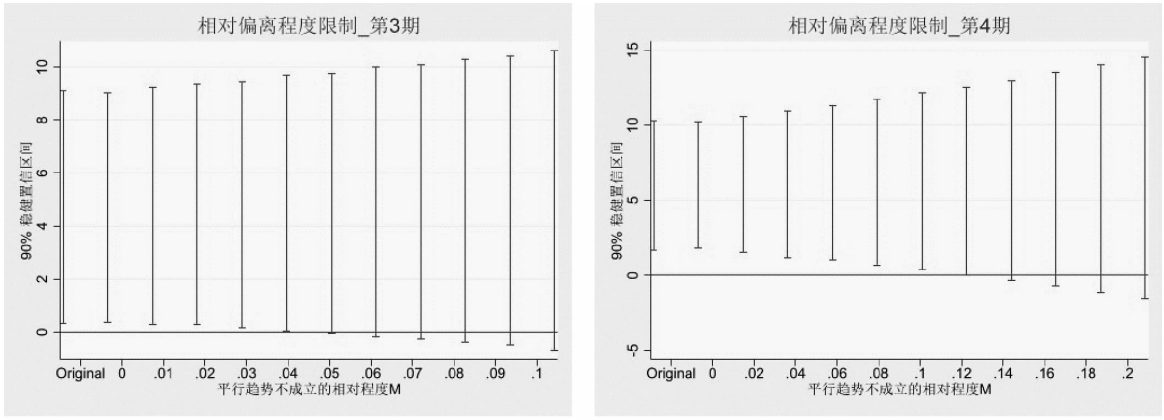


图2　事前趋势检验

相关文献发现，事前趋势检验并不能充分说明计量模型满足平行趋势假设[27]。因此，本文根据Rambachan和Roth[28]的研究，对政策发生后的第3期和第4期的处理效应进行敏感性分析。具体而言，假设政策发生后违背平行趋势的相对程度（relative magnitudes）为M，构造估计量的置信区间，结果如图3所示。当违背平行趋势的相对程度小于0.05时，第3期的处理效应是稳健的；当违背平行趋势的相对程度小于0.12时，第4期的处理效应是稳健的。



a.第3期处理效应的敏感性分析　　b.第4期处理效应的敏感性分析

图3　平行趋势敏感性分析

（四）安慰剂检验

本文通过随机分配政策的临界出生年份进行安慰剂检验。具体来说，从样本中随机抽样赋值到各省份作为其虚构的实施《义务教育法》的临界出生年份，然后进行基准回归估计，重复500次。若基准回归得到的结果反映了《义务教育法》对绝对流动性的影响，则安慰剂检验得到的系数应为不显著。安慰剂检验的结果如图4所示，安慰剂检验得到的估计系数的均值接近于0，远小于基准

回归得到的结果(3.228),而且 500 次回归的估计系数皆远小于基准回归的估计系数。基准回归的结果通过了安慰剂检验,具有较高的可信度。

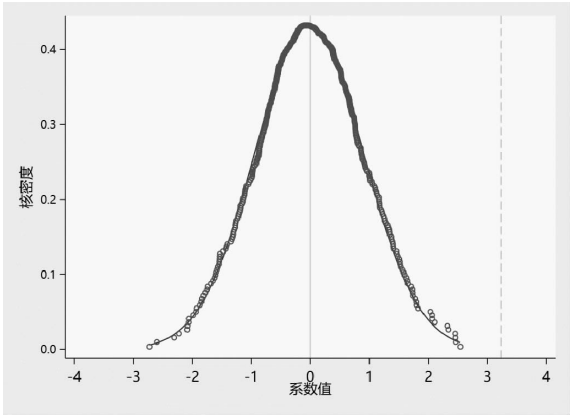


图 4　安慰剂检验

(五)Goodman-Bacon 分解

多时点双重差分在双向固定效应模型估计中存在偏误[29],因为其估计值是多个 2×2 双重差分估计系数的加权平均,其中包含了将作为处理组的后处理样本与作为控制组的早处理样本进行对比的不合适处理效应的权重[30],此时双向固定效应模型的处理效应存在异质性,估计系数存在偏误。本文参照 Goodman-Bacon[29] 的方法对基准回归中第 2 列的结果进行 Goodman-Bacon 分解,检验《义务教育法》的实施对地区的绝对流动的处理效应的异质性是否改变了回归系数的正负性,结果见表 3。第一行结果中处理组是早处理样本、控制组是后处理样本;第二行的结果中处理组是后处理样本,控制组是早处理样本。前者估计的是合适的处理效应,后者估计的是不合适的处理效应。可以看到第一行的估计值与基准回归的结果均为正,且合适的处理效应的权重较大,故基准回归中多时点双重差分的双向固定效应模型估计的结果是无偏的。

表 3　Goodman-Bacon 分解结果

	估计值	权重
Early vs Late	0.30653086	0.55973375
Late vs Early	-0.17378495	0.44026624

五、稳健性检验

前文的基准结果虽然一定程度上证明了《义务教育法》的实施提高了农村地区的弱势家庭子女的绝对流动性,但未能排除其他混杂因素带来的干扰,如特殊时代背景和社会环境的制约。为了排除这些混杂因素,下文将对基准回归的结果进行稳健性检验。此外,本文还将针对双向固定效应模型存在的偏误问题,采取前沿文献提出的异质性稳健估计量进行进一步检验。

(一)排除时代局限性和其他政策的混杂因素影响

排除时代局限性和其他政策的混杂因素影响。本文的基准回归关注的是 1966 年及之后出生的年龄在 30 至 50 岁的样本,其中 1966 年至 1970 出生的个体在 1976 年时已达到了应该接受义务教育的年龄,但由于特殊的时代背景,这些个体可能无法正常上学,这对分析《义务教育法》的实施与代际流动性的关系存在影响[31]。为了避免可能的干扰,删掉数据中 1970 年及之前出生的样本,使得我们采用的数据都是来自于正常接受义务教育的个体,这可以在一定程度上避免时代局限对估计结果的影响。重新对被解释变量是农村样本的绝对流动性进行估计,得到的结果见表 4 的第 1 列。可以看到,义务教育政策变量的回归系数仍然是正的,与基准回归的结果保持一致,因此基准回归的结果是稳健的,时代背景的混杂因素并没有造成基准回归结果的偏误。

排除高校扩招政策的影响。我国在 1999 年开始实施高校扩招政策,这可能对地区的绝对流动性存在影响。具体而言,由于我们考虑的是没有发生迁移的样本,高等教育资源较丰富省份的绝

对流动性更可能受到高校扩招政策的影响。参考张建华和万千研究中的“各省份大学竞争力得分及排名”[2]，本文设定大学竞争力排名前15的省份是高等教育资源较丰富的省份，分别为北京、江苏、上海、山东、辽宁、广东、湖北、陕西、浙江、四川、黑龙江、天津、河北、湖南和福建，在这些省份上学的个体更容易受到高校扩招政策的影响。假设正常上大学的个体年龄为18岁，那么受到高校扩招政策影响的样本即为1981年及之后出生在高等教育资源较丰富省份的个体。定义高校扩招政策变量为$College_{pt}$，当个体的出生年份是1981年及之后，且出生省份为高等教育资源较丰富省份时，高校扩招政策变量取值为1，其余情况取值为0，将其加入式（6），此时的计量模型如式（8）所示：

$$\widehat{Rank}_{pt}^{countryside}=\beta_0+\beta_1 Policy_{pt}+\beta_2\ College_{pt}+pro_p+birth_t+\varepsilon_{pt} \quad (8)$$

对上述计量模型进行回归，结果见表4的第2列。义务教育政策变量的回归系数大小相比于基准回归的结果（3.228）变化不大，且仍然显著为正；而高校扩招政策变量的估计结果是不显著的。这说明加入高等教育扩招政策变量后，高校扩招政策变量并没有对义务教育政策变量的估计结果造成影响，基准回归结果是稳健的。

表4 稳健性检验

	（1）	（2）
义务教育政策变量	4.079** （1.733）	3.415** （1.598）
高校扩招政策变量		2.795（2.120）

注：两列的结果都是控制了省份固定效应和出生年份固定效应，且聚类到省级层面；括号内为聚类标准误；***、**、*分别代表在1%、5%、10%水平上显著。

（二）异质性稳健估计量

鉴于前文提到的双向固定效应模型存在的偏误，已有文献提出了新的异质性稳健估计量进行代替以获得更稳健的结果，本文参照De Chaisemartin和D’Haultfœuille[32]提出的方法，得出《义务教育法》实施后每个时期的即时效应，如图5所示。可以看到，政策实施后的第4期的即时效应显著为正，与基准回归结果保持一致，这说明基准回归的结果是稳健的。

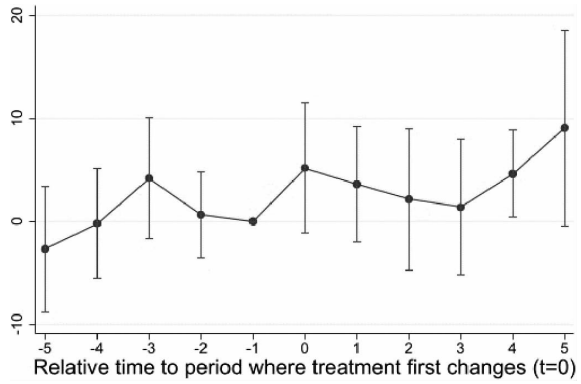


图5 异质性稳健估计量的即时效应

总结前文实证分析的结果，本文利用多时点双重差分法研究《义务教育法》在各省份实施时间的差异的外生冲击对地区绝对流动性的影响，平行趋势检验和安慰剂检验的结果表明双重差分法满足使用假设。《义务教育法》的实施显著地提高了农村地区的绝对流动性，弱势家庭子女的预期社会经济地位提高了3.228个百分位，对基准回归的结果进行Goodman-Bacon分解、排除混杂因素的影响以及采用异质性稳健估计量进行估计，结果依然稳健，假说1成立。

六、进一步分析

前文的分析中，被解释变量是样本自评14岁时家庭社会经济地位次序处于第25百分位的弱

势家庭的绝对流动性,《义务教育法》可能只对农村地区的这一阶层的弱势家庭的绝对流动性具有显著的提升作用,因此继续使用式(4)构建农村地区的其他阶层的绝对流动性作为被解释变量,采用式(6)进行估计,结果见表 5。义务教育政策显著提高了农村地区家庭社会经济地位次序为第 10 百分位和第 40 百分位的弱势家庭的绝对流动性,数据显示,其中第 10 百分位的弱势家庭子女的预期社会经济地位在政策实施后提高了 4.261 个百分位,第 40 百分位的弱势家庭子女的预期社会经济地位在政策实施后提高了 2.195 个百分位。而对于农村地区家庭社会经济地位次序为第 60 百分位和第 80 百分位的弱势家庭,义务教育政策的实施并未显著提高其预期社会经济地位。这一结果反映了政策效应在不同社会经济群体中的异质性,《义务教育法》的实施对于所处社会经济地位次序越低的农村地区弱势家庭子女的影响较大,但对于社会经济地位较高的家庭可能没有类似效果。其中的作用机制可能是,农村地区的家庭普遍对人力资本投资较少,弱势家庭子女更易面临辍学风险,随着《义务教育法》在当地的有效执行,子代得以接受义务教育,这提高了他们未来获得比父代更优质的就业机会,进而提升社会经济地位的可能性。而对于社会经济地位较高的家庭,受教育水平的提高对于其子女社会经济地位提升的作用不大。总结而言,弱势家庭子女更依赖于人力资本投资来提升社会经济地位,而相对较高阶层家庭的子女可以通过家庭财富传递、社会网络等社会资本渠道维持或提高其社会经济地位,因此《义务教育法》的实施提高了农村地区弱势家庭的绝对流动性。

表 5　农村地区其他次序回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	$\widehat{Rank}_{10,pt}^{countryside}$	$\widehat{Rank}_{40,pt}^{countryside}$	$\widehat{Rank}_{60,pt}^{countryside}$	$\widehat{Rank}_{80,pt}^{countryside}$
义务教育政策变量	4.261**(2.019)	2.195*(1.194)	0.817(0.972)	−0.561(1.222)
省份固定效应	是	是	是	是
出生年份固定效应	是	是	是	是
聚类层级	省级	省级	省级	省级

注:每一列的结果都是控制了省份固定效应和出生年份固定效应,且聚类到省级层面;括号内为聚类标准误;***、**、*分别代表在 1%、5%、10% 水平上显著。

为了考察人力资本水平对于农村地区弱势家庭子女的社会经济地位的影响,接下来本文将在微观层面对农村户籍的样本进行分析。参考 Guo et al.[21]和彭骏和赵西亮[24]的做法,定义虚拟变量 *up* 为代际向上流动,分别用两种方式进行构建:第一种方式设定当个体社会经济地位大于等于 14 岁时家庭社会经济地位取 1,否则取 0;另一种方式设定只有当个体社会经济地位大于 14 岁时家庭社会经济地位才取 1,否则取 0。将代际向上流动作为被解释变量,将个体的受教育年限作为核心解释变量,同时控制包括性别、年龄、政治面貌、自评健康水平、父亲受教育年限和母亲受教育年限的个人特征变量以及省份固定效应和出生年份固定效应,此外将样本按照 14 岁时家庭社会经济地位的次序分为小于等于第 50 百分位和大于第 50 百分位的两个组别,分别进行回归,回归结果见表 6,具体的计量模型见式(9):

$$up_{ipt} = \gamma_0 + \gamma_1 Edu_{ipt} + \mu X_{ipt} + Pro_p + Birth_t + \varepsilon_{i,pt} \tag{9}$$

表 6 第 1 列和第 3 列的样本是 14 岁时家庭社会经济地位的次序小于等于第 50 百分位的家庭,即弱势家庭;第 2 列和第 4 列的样本是 14 岁时家庭社会经济地位的次序大于第 50 百分位的家庭。第 1 列和第 2 列的被解释变量是第一种指标定义的代际向上流动;第 3 列和第 4 列的被解释变量是第二种指标定义的代际向上流动。第 1 列和第 3 列的 γ_1 的回归系数均显著为正,这说明弱势家庭子女的受教育年限越长,其代际向上流动的水平越高,社会经济地位越高。而第 2 列和第 4

列的 γ_1 的回归系数均不显著，不能说明社会阶层较高的家庭的子女受教育年限对其代际向上流动有影响。综上，假说2成立。因此，《义务教育法》的实施使得农村户籍的弱势家庭子女可以接受义务教育，提高其人力资本水平，从而获得更高社会经济地位。

表6 微观层面分析结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
子女受教育年限	0.00101**(0.000420)	0.0000246(0.00179)	0.0103***(0.00189)	0.000932(0.00271)
性别	-0.00221(0.00230)	0.0225*(0.0118)	-0.0560***(0.00898)	0.0347**(0.0159)
年龄	0.00118**(0.000543)	0.0103***(0.00298)	-0.00236(0.00248)	0.00228(0.00319)
政治面貌	0.00334(0.00724)	0.0292(0.0250)	0.0305(0.0284)	0.0538(0.0413)
自评健康水平	0.0186***(0.00661)	0.120***(0.0271)	0.139***(0.0189)	0.111***(0.0298)
父亲受教育年限	0.000114(0.000594)	0.00447***(0.00133)	-0.00428**(0.00161)	0.00398**(0.00186)
母亲受教育年限	0.000373(0.000778)	-0.00341**(0.00161)	0.00215(0.00226)	0.00347(0.00258)
省份固定效应	是	是	是	是
出生年份固定效应	是	是	是	是
聚类层级	省级	省级	省级	省级

注：两列的结果都是控制了省份固定效应和出生年份固定效应，且聚类到省级层面；括号内为聚类标准误；***、**、*分别代表在1%、5%、10%水平上显著。

七、结论

本文研究发现，《义务教育法》的实施提高了农村地区的绝对流动性。弱势家庭子女的受教育程度显著提高，其预期社会经济地位的次序相比于政策实施之前提高了3.228个百分位；政策对于城市地区和农村地区的较高阶层的绝对流动性没有显著影响。稳健性检验证明结论是可靠的，地区的机会公平程度得到提高。稳健性检验证明该结论是可靠的。农村地区弱势家庭子女的受教育年限对社会经济地位具有显著的正向影响，但较高阶层家庭的子女的受教育年限对其社会经济地位的提高没有显著影响。

在当前全国已全面实现义务教育免费保障、部分地区推行十二年免费教育且高等教育持续扩张的背景下，党的二十大报告依然将教育置于国家战略的高度，强调坚持教育优先发展的重要性。本文的研究成果为这一政策导向提供了有力的实证支持，进一步验证了教育作为社会进步和公平的重要基石的论断。《义务教育法》的实施，特别是在农村地区，为弱势家庭的子女提供了平等接受基础教育的机会，显著提升了他们的人力资本水平。进一步而言，《义务教育法》不仅影响农村弱势家庭子女的个体层面，它还对整个国家的人才培养和经济发展产生了积极的推动作用。

因此，政府在坚持执行《义务教育法》的同时，还要考虑提出政策措施，提高农村地区的教育质量，缩小弱势家庭子女与其他阶层子女的教育差距，完善国家人才培养体系。除了提高农村地区的教育质量，义务教育范围的扩大也得到社会的广泛关注。事实上，关于将免费教育范围进行推广以及是否要将早期教育与高中教育纳入义务教育的争论已持续了十几年时间，《中共中央关于进一步全面深化改革、推进中国式现代化的决定》提到："完善义务教育优质均衡推进机制，探索逐步扩大免费教育范围"，《2025年国务院政府工作报告》更是提出要"逐步推行免费学前教育"。本文研究发现，《义务教育法》的实施提高了农村地区的绝对流动性，从社会机会公平的角度提供了部分支持扩大免费教育范围的依据，但具体是否可行还要考虑财政负担并实行更进一步的分析。我们后续将对扩大免费教育范围能否提高地区代际流动性继续展开研究。

参考文献:

[1]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.

[2]张建华, 万千. 高校扩招与教育代际传递[J]. 世界经济,2018(4):168 - 192.

[3]VAN DER WEIDE R, LAKNER C, MAHLER D G, et al. Intergenerational mobility around the world: a new database[J]. Journal of development economics,2024,166:103167[2014 - 11 - 26]. https://doi. org/10. 1016/j. jdeveco. 2023. 103167

[4]王伟同,谢佳松,张玲. 人口迁移的地区代际流动偏好:微观证据与影响机制[J]. 管理世界,2019(7):89 - 103.

[5]CHETTY R, HENDREN N, KLINE P, et al. Where is the land of opportunity? The geography of intergenerational mobility in the United States[J]. The quarterly journal of economics,2014(4):1553 - 1623.

[6]汪小芹, 邵宜航. 我们是否比父辈过得更好:中国代际收入向上流动研究[J]. 世界经济,2021(3):157 - 183.

[7]吕炜, 郭曼曼, 王伟同. 教育机会公平与居民社会信任:城市教育代际流动的实证测度与微观证据[J]. 中国工业经济,2020(2):80 - 99.

[8]BECKER G S, TOMES N. An equilibrium theory of the distribution of income and intergenerational mobility[J]. Journal of political economy,1979(6):1153 - 1189.

[9]BECKER G S, TOMES N. Human capital and the rise and fall of families[J]. Journal of labor economics,1986(3): 1 - 39.

[10]CORAK M. Income Inequality,equality of opportunity, and intergenerational mobility[J]. Journal of economic perspectives,2013(3):79 - 102.

[11]周波, 苏佳. 财政教育支出与代际收入流动性[J]. 世界经济,2012(12):41 - 61.

[12]范子英. 财政转移支付与人力资本的代际流动性[J]. 中国社会科学,2020(9):48 - 67.

[13]李力行, 周广肃. 家庭借贷约束、公共教育支出与社会流动性[J]. 经济学(季刊),2015(1):65 - 82.

[14]周广肃, 丁相元. 数字金融、流动性约束与共同富裕——基于代际流动视角[J]. 数量经济技术经济研究, 2023(4):160 - 179.

[15]邹薇, 马占利. 家庭背景、代际传递与教育不平等[J]. 中国工业经济,2019(2):80 - 98.

[16]刘琳, 赵建梅. 社会网络如何影响代际收入流动? [J]. 财经研究,2020(8):80 - 93.

[17]卢冲, 张吉鹏. 搬迁扶贫对代际流动的长期影响[J]. 经济学(季刊),2023(1):18 - 36.

[18]FAN Y, YI J, ZHANG J S. Rising intergenerational income persistence in China[J]. American economic journal: economic policy,2021(1):202 - 230.

[19]彭骏, 赵西亮. 免费义务教育政策与农村教育机会公平——基于教育代际流动性的实证分析[J]. 中国农村观察,2022(2):144 - 164.

[20]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(3):60 - 76.

[21]GUO Y, SONG Y, CHEN Q. Impacts of education policies on intergenerational education mobility in China[J]. China economic review,2019,55:124 - 142.

[22]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.

[23]王伟同, 谢佳松, 张玲. 中国区域与阶层代际流动水平测度及其影响因素研究[J]. 数量经济技术经济研究, 2019(1):78 - 95.

[24]彭骏, 赵西亮. 教育政策能促进农村教育代际流动吗? ——基于中国微观调查数据的实证分析[J]. 教育与经济,2021(5):20 - 31.

[25]阳义南, 连玉君. 中国社会代际流动性的动态解析——CGSS 与 CLDS 混合横截面数据的经验证据[J]. 管理世界,2015(4):79 - 91.

[26]陈雅坤, 张皓辰, 杨汝岱, 等. 经济机会、代际流动性和共同富裕:一个文献综述[J]. 经济学(季刊),2023(6):2061 - 2083.

[27]ROTH J. Pretest with caution: event-study estimates after testing for parallel trends[J]. American economic review: insights,2022(3):305 - 322.

[28]RAMBACHAN A, ROTH J. A more credible approach to parallel trends[J]. Review of economic studies,2023(5):2555 - 2591.
[29]GOODMAN-BACON A. Difference-in-differences with variation in treatment timing[J]. Journal of econometrics,2021(2):254 - 277.
[30]刘冲,沙学康,张妍. 交错双重差分:处理效应异质性与估计方法选择[J]. 数量经济技术经济研究,2022(9):177 - 204.
[31]杨娟,何婷婷. 教育的代际流动性[J]. 世界经济文汇,2015(3):32 - 42.
[32]DE CHAISEMARTIN C, D'HAULTFŒUILLE X. Two-way fixed effects estimators with heterogeneous treatment effects[J]. American economic review,2020(9):2964 - 2996.

Compulsory Education Policy and Intergenerational Mobility

XU Chang-qing, LU Zhi-jun
(*Institute of Guangdong, Hong Kong and Macao Development Studies, Sun Yat-sen University, Guangzhou* 510275, *China*)

Abstract: Whether education can enhance the socioeconomic status of their children is a crucial consideration for vulnerable families in China when making education investment decisions. Taking the temporal differences in the implementation of the compulsory education policy across various regions as an exogenous shock, this study employs the multi-time point difference-in-differences (DID) method to examine the impact of the compulsory education policy on regional absolute mobility. The empirical results demonstrate that the implementation of the compulsory education policy significantly enhances absolute mobility in rural areas. Specifically, the expected socioeconomic status ranking of children from vulnerable families has increased by 3.228 percentiles compared to the pre-policy period. The underlying mechanism is that children from vulnerable families rely more heavily on human capital investment to improve their socioeconomic status. Furthermore, the longer the duration of education for children from vulnerable families, the higher their socioeconomic status tends to be. The government should fully recognize the significant role of the compulsory education policy in promoting regional absolute mobility, enhance social opportunity equity, and facilitate the balanced allocation of educational resources.

Key Words: compulsory education law; absolute mobility; socioeconomic status; opportunity equity

【责任编辑:杜晓艺】