

DOI:10.20069/j.cnki.DJKX.2026041

义务教育改革如何影响多维经济不平等?

宋颜群, 陈浩

山东财经大学 财政税务学院, 山东 济南 250014



移动端阅读

摘要:义务教育是公共教育的重要组成部分,对缩小居民人力资本差距、促进共同富裕具有关键作用。构建义务教育改革影响多维经济不平等理论模型,以财政教育支出作为义务教育改革的政策冲击识别变量。理论分析表明,义务教育改革通过提升低收入群体人力资本、促进其就业和代际收入增长缓解多维经济不平等。实证检验发现,义务教育改革显著降低了中国多维经济不平等程度,对西部地区、亚健康群体、负债家庭群体、跨户籍就业群体、农村户籍群体以及无住房产权群体的多维经济不平等缓解效应更明显。机制检验表明,义务教育改革主要通过收入不平等影响财产不平等与多维经济不平等。此外,义务教育改革有助于提升低收入群体人力资本,促进其实现就业和代际收入增长,进而降低多维经济不平等。据此,提出提升教育补贴力度和精准度、优化区域教育资源配置、构建差异化就业支持与培训体系、建立不依赖住房产权的公平教育体系等政策建议。

关键词:义务教育改革;财政教育支出;多维经济不平等;低收入群体;人力资本;就业;代际收入增长;共同富裕

文献标识码:A

文章编号:1002-2848-2026(04)-0053-15

一、问题提出

近年来,中国经济发展与社会福利水平稳步提升,但收入分配格局失衡引致的发展不协调问题日益凸显,这与共同富裕本质要求存在明显偏差。不平等现象不仅反映在收入这一单一维度,在消费与财产领域表现更为突出^[1]。就收入维度而言,中国居民人均可支配收入基尼系数持续突破国际警戒线,2015年虽降至0.462,但仍居高位,2024年高收入组人均可支配收入是低收入组的10.36倍。消费维度则呈现显著城乡二元分化特征,2024年城乡居民人均支出比为1.79^①。财产维度不平等更为突出,2023年《全球财富报告》数据显示,中国财富基尼系数从2000年的0.595波动增长至2022年的0.707,财富差距问题较为严峻,体现了资源分配结果不平等^[2]。收入、消费和财产是衡量居民生活水平的3个重要指标,其多维经济不平等状况不仅制约社会福利帕累托改进^[3],更可能阻碍生产要素高效配置与社会阶层良性流动,从而不利于共同富裕的实现进程。因此,缓解多维经济不平等,对于促进收入分配公平、推进全体人民共同富裕具有重要意义。

教育作为人力资本积累的核心驱动力,是破解多维经济不平等问题的关键枢纽^[4]。其对收入再分配调节作用通过两条路径实现。在微观层面,教育为低收入群体搭建了人力资本跃升通道,能够借助技能

基金项目:国家自然科学基金青年项目(72503120);山东省自然科学基金面上项目(ZR2025MS1119);山东省高等学校优秀青年创新团队项目(2023RW063)。

作者简介:宋颜群,女,山东财经大学财政税务学院副教授,硕士生导师,研究方向为财税政策与收入分配;陈浩,男,通信作者,山东财经大学财政税务学院硕士研究生,研究方向为财税政策与收入分配,电子邮箱为19510196723@163.com。

① 参见https://www.stats.gov.cn/sj/zxfb/202501/t20250117_1958325.html。

溢出效应提升其劳动报酬获取能力^[5]。在宏观层面,普惠性教育有助于重塑社会资源分配格局,通过代际人力资本投资推动社会收入分配结构趋向合理与均衡^[6]。义务教育作为教育体系基础环节,是促进人力资本积累、打破贫困代际传递的关键路径,也是提升劳动力素质、支撑经济持续高质量发展重要基石。更重要的是,义务教育的普惠性使其在促进收入分配公平和缓解多维经济不平等方面具有独特优势。财政教育支出是义务教育政策有效实施的关键保障,在推进教育事业发展中居于核心地位。在现代公共财政体系框架下,财政教育支出凭借其资金供给的稳定性、资源配置的导向性以及公共服务的支撑性,为义务教育政策从理念规划转化为现实实践搭建了坚实桥梁。因此,保障财政教育投入充足与公平,是实现教育公平的基石^[7]。本文以财政教育支出扩张作为义务教育改革识别变量,研究义务教育改革对多维经济不平等影响,并剖析其中作用机理,相关研究可为构建公平收入分配体系提供理论指导与实践参考,因而兼具理论和现实意义。

以往研究表明,义务教育改革作为提升人力资本水平的制度性手段,能够优化教育机会分配模式,并对社会阶层流动产生深远影响。首先,从人力资本积累角度看,义务教育改革延长了免费教育年限,其普惠性特征能够促进教育公平,并推动低收入群体人力资本积累^[8],进而有效缩减家庭经济背景导致的初始人力资本差距。在“两免一补”政策实施后,低收入家庭子女基础教育阶段入学机会显著提升,因此义务教育改革缩小了不同收入水平家庭的人力资本积累差距,使低收入家庭子女获得更加公平的教育起点。其次,从就业角度看,义务教育改革通过推动教育质量提升和资源优化配置,促进了个体认知技能与核心素养的发展,这不仅显著提高了教育产出质量,也影响了受益群体未来的就业状态。一般来说,拥有较高人力资本的个体在教育历程中积累了扎实的专业知识,形成了高效的学习能力与问题解决能力,在劳动力市场中更易契合用人单位岗位需求^[9],更容易获得理想岗位和劳动报酬。最后,从代际收入流动视角看,义务教育改革弱化了家庭经济状况对子代收入的代际影响。具体而言,义务教育改革弥补了低收入家庭对子代人力资本投资不足问题^[10],缓解了家庭经济状况劣势对子代发展的约束^[11],为低收入家庭子女构建了阶层跃升通道^[12],促使其通过教育实现向上的阶层流动,最终阻断贫困代际传递,调节代际间收入不平等。由于收入不平等是消费和财产不平等的根源,义务教育改革在缓解收入不平等的同时,还能通过提升低收入群体边际消费倾向促进消费能力趋同,通过释放预防性储蓄动机和增加低收入群体储蓄能力促进财富均衡化积累^[13],进而缓解消费不平等和财产不平等,最终推动高低收入群体经济福利在多维度实现均衡。

综上,以往学者主要聚焦两方面研究。一方面是教育公平对收入差距、共同富裕的影响,学界普遍认为教育资源公平分配有助于缩小因教育背景差异导致的收入差距^[14-15]。另一方面则聚焦收入不平等的各方面影响因素,涵盖基本公共服务、经济发展转型、政策制度等宏观层面以及物质资本、人力资本等微观层面影响因素^[16-17]。以上研究为本文提供了重要的理论基础,但收入差距、消费差距和财产差距同属于居民福利的核心经济变量,对实现全体居民共同富裕至关重要,而现有研究对居民层面多维经济不平等的关注仍显不足。因此,本文立足义务教育在整个教育体系中的基础性地位,分析义务教育改革对多维经济不平等的影响机制。

与以往研究相比,本文边际贡献包括三点。第一,拓宽研究视角。以往研究更多关注居民收入维度的不平等,对多维经济不平等的关注相对较少。本文丰富了对收入差距的关注维度,考察除收入差距外的消费不平等和财产不平等,从多维经济不平等视角出发研究收入分配话题。第二,创新政策识别和评估方法。本文基于财政教育支出规模识别义务教育改革实施强度,以个体初中毕业年份构造初中毕业队列识别政策时间冲击,并运用队列双重差分法探究义务教育改革影响多维经济不平等的效应和作用机制。第三,政策启示意义。本文通过识别人力资本累积、就业市场表现及代际流动等关键路径,揭示了义务教育改革影响多维经济不平等的内在逻辑,为理解收入分配格局演进提供了参考价值,为优化财政资源配置、促进经济均衡发展与社会公平提供实践依据。

二、理论分析与研究假设

财政教育支出为义务教育改革提供资金保障,反映财政资源配置力度与方向,其规模变动与义务教

育改革等政策紧密相连。基于贝克尔人力资本理论^[18], 本文选用财政教育支出作为义务教育改革的关键识别变量, 分析义务教育改革影响多维经济不平等的作用机理。在理论模型设定中, 人力资本被设定为重要的产出变量, 义务教育改革将会直接影响个体人力资本, 且通过对不同群体收入、消费和财产异质性影响作用于多维经济不平等。

本文假定财政教育支出和家庭教育支出共同决定人力资本积累, 并构建如下人力资本函数:

$$H = E_g^\alpha (\gamma Y_p)^{1-\alpha} \quad (1)$$

其中, H 代表个体人力资本水平; E_g 表示政府财政教育支出; α 表示财政教育支出对人力资本产出弹性, 且 $0 < \alpha < 1$, 代表财政教育支出提升人力资本边际递减规律。当财政教育支出较低时, 财政教育支出产出弹性 α 较大, 反之 α 较小。 γY_p 表示家庭教育支出, γ 表示家庭支出倾向, 且 $0 < \gamma < 1$, Y_p 表示父辈收入。 $1-\alpha$ 表示家庭教育支出对人力资本产出弹性, $0 < 1-\alpha < 1$, 表明家庭教育支出对人力资本的影响同样存在边际递减规律^[19]。本文假定财政教育支出通过影响子代人力资本与就业机会共同决定子代收入, 子代个体收入函数为:

$$Y_h = H^\beta [n \ln E_g (M/M_0)] \quad (2)$$

其中, Y_h 代表子代收入; β 表示人力资本对子代收入获取弹性, 且 $0 < \beta < 1$, 表明人力资本对子代收入影响存在边际递减规律。当人力资本较低时, 人力资本获取弹性 β 较大, 反之较小。 $n \ln E_g (M/M_0)$ 表示个体就业机会。其中, n 衡量个体将财政教育支出 E_g 转化为就业机会效率, 且 $0 < n < 1$, 代表财政教育支出对就业机会正向边际影响, 当财政教育支出增加时, 就业机会大小同样会发生相应变化。 M 为劳动力市场匹配效率, 且 $0 < M \leq 1$, M_0 为基准市场效率^[20]。

本文参考 Belley 等^[21]的研究, 依据家庭富裕程度把样本分为高收入群体和低收入群体。两个群体子代收入函数为:

$$Y_{ha} = [(\gamma_a Y_{pa})^{(1-\alpha_a)\beta} E_g^{\alpha_a\beta}] [n_a \ln E_g (M_a/M_0)] \quad (3)$$

其中, a 表示不同收入群体, $a=1$ 代表高收入群体, $a=2$ 代表低收入群体。 Y_{ha} 为子代每年收入。由于高收入群体在满足基本生活需求后还有较多剩余资金用于储蓄和投资, 其支出倾向 γ_1 低于低收入家庭支出倾向 γ_2 。高收入群体自身教育资源较为丰富, 而低收入群体教育资源相对稀缺, 因此财政教育支出对高收入群体人力资本积累提升弹性 α_1 小于对低收入群体人力资本积累提升弹性 α_2 。高收入群体通常接受过良好教育, 其专业知识和技能与市场高技能岗位需求更为匹配^[22]。因此, 高收入群体将财政教育支出转化为就业机会的效率 n_1 较高, 且该群体劳动力市场匹配效率 M_1 高于基准市场效率。相反, 低收入群体往往由于家庭经济条件限制, 社会资源基础相对薄弱。因此, 该群体将财政教育支出转化为就业机会的效率 n_2 较低, 且该群体劳动力市场匹配效率 M_2 低于基准市场效率。

各群体消费水平与收入水平息息相关, 本文使用生命周期假说模型表示两个群体消费函数:

$$C_{ha} = (Y_{ha}/L)(R-1) \quad (4)$$

其中, C_{ha} 表示子代每年消费; L 表示个体剩余寿命; R 为工作年限。基于上述人力资本积累、收入和消费函数, 本文可得到两类群体每年财产函数, 该函数基于人力资本模型和生命周期假说模型, 代表高收入群体与低收入群体每年所获得财产。两类群体财产函数为:

$$P_{ha} = (L-R+1)[(\gamma_a Y_{pa})^{(1-\alpha_a)\beta} E_g^{\alpha_a\beta}] [n_a \ln E_g (M_a/M_0)]/L \quad (5)$$

其中, P_{ha} 是每年所获财产。本文采用等权重相加法度量收入、消费和财产 3 个维度经济福利水平 (以下统称“多维经济福利”), 将各维度的权重设定为 1/3。两类群体的多维经济福利函数为:

$$W_{ha} = 2[(\gamma_a Y_{pa})^{(1-\alpha_a)\beta} E_g^{\alpha_a\beta}] [n_a \ln E_g (M_a/M_0)]/3 \quad (6)$$

其中, W_{ha} 表示多维经济福利水平。为分析财政教育支出扩张对多维经济不平等理论影响, 本文使用高低收入群体多维经济福利之比刻画多维经济不平等 G_w , 根据式 (6) 可得多维经济不平等指数及多维经济不平等对财政教育支出 E_g 的偏导为:

$$G_w = [(\gamma_1 Y_{p1})^{(1-\alpha_1)\beta} / (\gamma_2 Y_{p2})^{(1-\alpha_2)\beta}] E_g^{\beta(\alpha_1-\alpha_2)} [(n_1 M_1) / (n_2 M_2)] \quad (7)$$

$$\partial G_w / \partial E_g = (G_w / E_g) [\beta(\alpha_1 - \alpha_2)] \quad (8)$$

高收入群体更倾向于选择优质公共学校, 财政教育支出对该群体人力资本提升弹性 α_1 小于低收入群

体提升弹性 $\alpha_2^{[23]}$,使得 $[\beta(\alpha_1-\alpha_2)]<0$,且 $G_w>0$,所以 $\partial G_w/\partial E_g<0$,因此多维经济不平等对财政教育支出偏导数为负值,表明随着财政教育支出增加,多维经济不平等程度不断降低。

由于财政教育支出是义务教育改革的重要反映,根据以上理论推导和分析,本文提出如下研究假设:

假设1:义务教育改革能够缓解多维经济不平等。

假设2:义务教育改革通过提升低收入群体人力资本、促进其实现就业和代际收入增长缓解多维经济不平等。

三、政策背景

为促进教育均衡发展、保障适龄少年儿童平等接受义务教育权利,中国政府进行了两次义务教育改革,分别在2006—2008年和2015年。

(一)2006—2008年义务教育改革

第一,西部农村地区义务教育阶段费用免除改革。2006年秋季学期,新修订的《中华人民共和国义务教育法》正式实施,首次将义务教育经费全面纳入财政保障。西部农村地区同步启动费用免除改革,并确立中央与地方政府按比例分担保障机制,内容涵盖学杂费、公用经费、教科书及寄宿生补助等。同年,中央与地方财政投入361亿元^①,惠及超5 000万^②西部农村地区学生。

第二,中东部农村地区义务教育费用免除推进。2007年春季起,“两免一补”政策由西部推广至中东部农村地区。同年,中西部家庭经济困难寄宿生补助等政策进一步完善。2006—2008年,中央财政累计投入农村义务教育资金约1 100亿元^③,有力推动了义务教育均衡发展。

第三,全面免除城乡义务教育学杂费。2008年秋季,城市义务教育阶段学杂费全面免除,免费教科书与寄宿生补助标准进一步提高。同时,建立城乡学校合作共促发展机制,通过教学资源共享、师资联合培育等内容促进基础教育均衡化发展。2023年,该政策已覆盖全国19.58万所义务教育学校,在校学生达1.61亿人次^④。

(二)2015年义务教育改革

第一,进一步推动城乡教育均衡发展。2015年,中国启动义务教育第二次改革,中央财政投入1 305.8亿元,较上年增长6.6%^⑤。其中,1 051亿元用于强化农村义务教育保障与城市学生费用减免,该政策惠及1.1亿农村学生,并为中西部1 240万困难寄宿生和2 944万城市学生提供补助^⑥,推动城乡义务教育协同发展。

第二,提高校舍维修改造标准。2015年,改革同步推进基础教育设施规范化建设。中央财政加大对中西部地区校舍改造投入,补助标准实行分层次调整:中部地区提高至800元/平方米,西部地区提升至900元/平方米^⑦。针对高海拔、高寒地区特殊地理环境学校实行阶梯式补助。这种财政补助模式显著提高了校舍建设质量,增强了设施对特殊气候环境的适应性。

从政策本质看,两次教育改革均促进了教育公平、加强了经费保障,但2006—2008年义务教育改革侧重于实现义务教育全面免费和区域均衡,而2015年的义务教育改革更侧重于质量提升和缩小差距。前者力度更大、影响更深远。因此,本文选取2006—2008年义务教育改革作为政策代表进行实证评估分析。

① 参见http://www.moe.gov.cn/jyb_xwfb/xw_zt/moe_357/s3579/moe_1114/moe_1135/tnull_20152.html。

② 参见https://www.mof.gov.cn/zhuanthiugu/gjhxsh/xncjs/200805/t20080519_25561.htm。

③ 参见https://www.mof.gov.cn/zhuanthiugu/09niancaizhengyusuanbaogaojiedu/redianjieda09/200903/t20090306_119798.htm。

④ 参见http://www.moe.gov.cn/jyb_sjzl/sjzl_fztjgb/202410/t20241024_1159002.html。

⑤ 参见<http://edu.people.com.cn/n/2015/0429/c1053-26927215.html>。

⑥ 参见http://www.moe.gov.cn/jyb_xwfb/s5147/201602/t20160214_229559.html。

⑦ 参见<http://edu.people.com.cn/n/2015/0429/c1053-26927215.html>。

四、研究设计、变量与数据说明

(一) 研究设计

本文采取队列双重差分法对义务教育改革如何影响多维经济不平等进行实证检验,构建计量模型如下:

$$Ine_{ibvct} = \delta_0 + \delta_1 DT_{ibvct} \times PT_{vct} + \delta_2 X_{ibvct} + \tau_v + \tau_t + \tau_b + \tau_v \times T_b + \tau_v \times T_t + \epsilon_{ibvct} \quad (9)$$

其中, i 代表居民个体; b 代表个体出生队列; v 代表区县; c 代表城市; t 代表调查年份; Ine_{ibvct} 代表多维经济不平等水平; PT_{vct} 代表义务教育改革政策冲击虚拟变量; DT_{ibvct} 代表义务教育改革时间冲击虚拟变量; δ_1 代表义务教育改革对多维经济不平等影响; τ_v 为区县固定效应; τ_t 为年份固定效应; τ_b 为出生队列固定效应; $\tau_v \times T_b$ 代表区县固定效应与出生队列变化趋势的交乘项; $\tau_v \times T_t$ 代表区县固定效应与时间变化趋势交乘项; X_{ibvct} 为控制变量; ϵ_{ibvct} 为扰动项。

为更精准识别义务教育改革政策效应,本文在分别控制区县、年份和出生队列固定效应基础上^[24],进一步纳入区县固定效应与出生队列变化趋势交乘项以及区县固定效应与时间变化趋势交乘项。区县固定效应用来控制因地区而异特征,年份固定效应用来控制随时间变化特征,出生队列固定效应用来控制随出生年份变化特征。区县固定效应与出生队列变化趋势交乘项用来控制区县特征可能导致不同出生队列变化趋势差异。区县固定效应与时间变化趋势交乘项用来控制区县特征在时间层面长期变化趋势。对于出生队列变化趋势 T_b 的设定,将1983年出生个体设置为1,以后出生年份个体逐次加1。对于时间变化趋势 T_t 的设定,将2010年设置为1,2012年设置为3,以此类推。回归标准误在个体层面聚类调整。

(二) 变量和数据说明

1. 被解释变量

本文的被解释变量为多维经济不平等,包括收入、消费和财产3个维度。采用经济福利的相对剥夺指标 RD 衡量多维经济不平等^[25-26],具体计算公式为:

$$RD^d(W^d, W_k^d) = (1/l\mu^d) \sum_{i=k+1}^l (W_i^d - W_k^d) = \omega_{W_k^d}^+ (\mu_{W_k^d}^+ W_k^d / \mu^d) \quad (10)$$

$$RD_M = (1/3) \sum_{d=1}^3 (W^d, W_k^d) \quad (11)$$

其中, d 代表不同经济维度,其中 $d=1$ 对应收入, $d=2$ 对应消费, $d=3$ 对应财产维度, RD^d 代表第 d 维度经济不平等程度; l 代表样本数量; W_i^d 和 W_k^d 代表个体 i 和个体 k 在第 d 维度经济福利, $i=k+1$,将第 d 维度经济福利按从小到大排列,因此 $W_i^d > W_k^d$; μ^d 是组群中所有被调查样本在第 d 维度经济福利平均值, $\mu_{W_k^d}^+$ 是组群中第 d 维度经济福利超过 W_k^d 被调查样本经济福利均值, $\omega_{W_k^d}^+$ 是第 d 维度中经济福利超过 W_k^d 样本占总样本比重。 RD_M 代表多维经济不平等指标,是对3个维度经济福利不平等程度综合度量。在参数设置上,收入维度选取个体年收入水平、消费和财产维度选取家庭人均水平衡量^[26]。多维经济不平等权重设置采用等权重方式,即3个维度经济福利不平等权重设定为1/3。

2. 核心解释变量

本文重点关注义务教育改革政策对多维经济不平等影响,核心解释变量是义务教育改革受益群体^①虚拟变量与义务教育改革政策虚拟变量交乘项。依据吴贾等^[27]的研究,在出生于1983—2002年的个体样本中,本文将1992年1月至1994年1月出生的所有农村个体以及1994年1月至2002年出生的城乡所有个体划分为受政策影响的出生队列($DT=1$),其他个体设定为未受政策影响的出生队列($DT=0$)。

① 按照《中华人民共和国义务教育法》相关规定,中国实行九年制义务教育,法定入学年龄为6周岁,条件不具备的地区儿童可以推迟到7周岁。根据义务教育改革政策进程,西部农村地区于2006年秋季学期实施,中西部农村地区于2007年春季学期实施,城市地区于2008年秋季学期实施。因此,在2006年小于等于15岁(1992年1月之后出生)的所有农村地区学生和2008年小于等于15岁(1994年1月之后出生)的城乡所有学生是受益群体。

需要说明的是,义务教育作为典型公共产品,其改革成效与地方财政供给状况密切相关。财政教育支出不仅为义务教育改革举措落地提供必要资金保障,增强政策推进可行性,其本身在义务教育领域的分配方式与投入重点也体现了改革政策导向。在各项教育投入中,义务教育支出属于“重中之重”,在各级教育支出中比重最大,占比保持在一半以上^①。因此,将地区财政教育支出投入情况作为义务教育改革政策冲击代理变量具有理论和现实依据。具体地,本文选取个体毕业年份所属城市财政教育支出3年平均增长率作为反映义务教育改革政策强度代理指标,其中增长率高于中位数城市所对应样本取值为1($PT=1$),否则取值为0($PT=0$)。实际上,市级财政教育支出属于城市层面数据,将其匹配到微观个体可能无法反映财政教育支出在同一城市个体间分配的异质性。但是,市级层面义务教育资源水平通常具有同质特征,且考虑到微观个体享受义务教育资源无法得知,本文假定每个城市对应微观个体享有义务教育资源等同,在此基础上使用队列双重差分法对义务教育改革再分配效应进行评估。

3. 控制变量

借鉴以往研究,本文控制变量包括个体、家庭和地区3个层面。

一是个体特征变量。个体婚姻状态(Mar),用调查样本是否登记结婚衡量,已婚为1,未婚为0。健康状况(Hea),用调查样本健康评估指数衡量,取值范围是1~7,数值越高代表身体越健康^②。性别(Gen),用调查样本性别衡量,男性为1,女性为0。婚姻状态可能影响家庭消费水平和收入结构,进而影响多维经济不平等。

二是家庭特征变量。家庭规模(Fam),用调查样本家庭人口总数衡量。父母学历(PE),用调查样本父母学历水平衡量,父母任意一方是大专及以上学历,取值为1,反之为0。城乡特征(Urb),用调查样本家庭户籍衡量,家庭是城市户籍,取值为1,反之为0。

三是地区特征变量。地区经济发展水平(GDP),用城市人均国内生产总值(GDP)衡量,本文对其进行对数化处理。人均藏书量(PB),用城市人均图书藏量衡量,并对其进行对数化处理。人均财政支出(PFE),用城市人均财政支出水平衡量,并对其进行对数化处理。人均工资水平(Sal),用城市人均工资水平衡量,本文对其进行对数化处理。

4. 数据说明

本文使用微观调查数据和地级市宏观数据,变量描述性统计结果见表1。

表1 变量描述性统计结果

变量类型	变量符号	变量含义	观测值数	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	Ine	多维经济不平等指数	31 751	0.582	0.165	0.003	0.979
解释变量	DT	义务教育改革队列冲击	31 751	0.463	0.498	0	1.000
	PT	义务教育改革地区强度冲击	31 751	0.513	0.499	0	1.000
	Mar	婚姻状态	31 751	0.288	0.453	0	1.000
控制变量	Hea	健康状况	31 751	4.104	1.973	1.000	7.000
	Gen	性别	31 751	0.496	0.499	0	1.000
	Fam	家庭规模	31 751	4.855	1.973	1.000	16.000
	PE	父母学历	31 751	0.071	0.257	0	1.000
	Urb	城乡特征	31 751	0.353	0.478	0	1.000
	GDP	地区经济发展水平	31 751	10.729	0.687	8.617	12.068
	PB	地区人均藏书量	31 751	12.261	17.463	0.049	83.916
	PFE	地区人均财政支出	31 751	9.202	0.749	7.265	10.952
	Sal	地区人均工资水平	31 751	10.993	0.425	9.972	12.128

① 参见 http://www.moe.gov.cn/fbh/live/2022/54875/sfcl/202209/t20220927_665114.html。
② 本文所使用的健康评估指数来源于CFPS个体数据库中的访员评估健康指数。

具体而言,微观数据来源于中国家庭动态跟踪调查(CFPS),本文使用2010、2012、2014、2016、2018和2020年6轮调查数据,选取处于劳动力市场活跃期的18岁到法定退休年龄前个体样本。为提升估计结果准确性,本文剔除1982年及之前出生个体,同时剔除尚未参加工作的在校学生。宏观数据来源于国泰安(CSMAR)数据库,本文通过其获取城市层面地区经济发展水平、地区人均图书存量、地区人均财政支出和地区人均工资数据,再与CFPS 6轮调查数据合并后获得1983—2002年出生的31 751个有效样本,覆盖162个区县。中国居民多维经济不平等平均值为0.582,处于较高水平。

五、实证结果分析

(一)基准回归分析

队列双重差分模型的基准回归结果见表2。第(1)列纳入核心解释变量及个体和家庭特征变量,结果显示,2008年义务教育改革显著降低了多维经济不平等。第(2)列纳入地区特征控制变量,回归结果显示,义务教育改革显著降低了多维经济不平等。具体而言,第(2)列中交互项 $DT \times PT$ 的估计系数为-0.021,且在1%的水平下显著,表明义务教育改革政策使多维经济不平等程度下降约2.1%。以上实证结果表明,义务教育改革能够显著缓解多维经济不平等,假设1得以验证。

(二)平行趋势检验

本文使用队列双重差分模型的一个重要假设是,义务教育改革政策前处理组个体多维经济不平等程度应与对照组类似,即平行趋势。本文采用事件分析法进行平行趋势检验,旨在验证处理组与对照组在政策冲击前是否呈现相似发展态势,以确保估计结果可靠性。具体而言,本文构建如下回归模型:

$$Ine_{ibvct} = \delta_0 + \sum_{\rho=-6}^6 \delta_{1,\rho} I[g_{ibvct} = \rho] \times PT_{vct} + \delta_2 X_{ibvct} + \tau_v + \tau_t + \tau_b + \tau_v \times T_b + \tau_v \times T_t + \epsilon_{ibvct} \quad (12)$$

其中, $I[g_{ibvct} = \rho]$ 表示虚拟变量,当个体*i*出生年份为*ρ*时取值为1,反之取0。交互项系数 $\delta_{1,\rho}$ 识别义务教育改革对出生于*ρ*年个体多维经济不平等的影响。本文将研究期设置为实施前6期到实施后6期,将实施前(后)第6期及以上的期数分别归类到政策前(后)第6期^①。为避免政策预期效应影响,本文将基期设定为政策前1期,并在回归模型中排除该期。义务教育改革政策自2006年启动实施,若政策实施前平行趋势检验假设成立,则出生于前6期至前2期间的个体估计系数 $\delta_{1,\rho}$ 应接近0且不显著,而出生于1~6期的个体估计系数 $\delta_{1,\rho}$ 应小于0且显著。平行趋势检验^②结果显示,在政策实施前多个出生队列估计系数不显著,且波动范围相近,表明实验组和对照组在政策冲击前具有相似时间趋势。政策实施后,处理组队列估计系数显著小于0,表明该政策显著降低多维经济不平等,该结果符合平行趋势假设。

表2 基准回归估计结果

变量	(1) <i>Ine</i>	(2) <i>Ine</i>
<i>DT</i> × <i>PT</i>	-0.021*** (-4.577)	-0.021*** (-4.725)
<i>Gen</i>	-0.016*** (-8.321)	-0.016*** (-8.344)
<i>Mar</i>	0.007** (2.559)	0.007** (2.506)
<i>Hea</i>	0 (0.015)	0 (0.109)
<i>Urb</i>	-0.025*** (-8.436)	-0.026*** (-8.767)
<i>Fam</i>	0.014*** (23.204)	0.014*** (23.262)
<i>PE</i>	-0.047*** (-14.311)	-0.047*** (-14.218)
<i>GDP</i>		0.005 (0.361)
<i>PB</i>		0 (-0.763)
<i>Sal</i>		-0.104*** (-6.699)
<i>PFE</i>		0.036*** (2.900)
观测值数	31 751	31 751
<i>R</i> ²	0.410	0.412

注:1.()中为*t*值。
2.***和**分别表示在1%和5%的水平下显著。
3.区县、年份和出生队列固定效应已控制。

① 为避免时间推移导致的外部因素对政策评估效应的干扰,本文主要关注政策附近年份受影响队列的平行趋势,符合研究目的和研究假设的内在要求。
② 篇幅限制,结果留存备索。

(三) 稳健性检验^①

1. 使用倾向匹配得分—双重差分方法

倾向匹配得分—双重差分方法能够有效解决实验组与对照组在时间趋势上系统性偏差,提高因果效应估计可信度。本文首先采用Logit模型测算各地区受政策影响概率,随后通过最近邻匹配法为受政策影响组样本筛选出特征最接近未受政策影响组样本,形成更具可比性研究样本。结果表明,义务教育改革对多维经济不平等影响依然显著为负,其作用方向与基准回归结果一致,证实研究结论稳健性。

2. 使用主成分方法测度多维经济不平等

本文对收入、消费和财产不平等变量进行主成分分析,并提取第一主成分得分。结果显示,即使更换多维经济不平等测度方法,交互项显著性水平与作用方向均与基准模型一致,本文基本结论未变。

3. 排除2007年财政教育支出口径变化干扰

为排除2007年财政收支分类改革引致教育支出口径调整对结果的干扰,本文进行如下稳健性检验。首先,排除2007年财政教育支出增长率后重新识别义务教育改革冲击。具体而言,由于2007年财政教育支出增长率显著提高,可能不适用于政策冲击识别,本文在识别政策冲击时剔除该年增长率数据,并以2007年为基期重新计算后续增长率,依据中位数构建政策冲击变量,同时删除2007年毕业样本。其次,考虑到改革集中于2006—2008年,且2007年后数据更具可比性,本文以2007年为基期计算财政教育支出增长率,仅关注2007年之后财政教育支出增长率情况。最后,由于财政教育支出口径在2007年发生变化,为控制个体2007年前后毕业时期特征,本文在基准回归模型基础上加入个体是否于2007年及之后毕业虚拟变量(毕业于2007年之前取值为0,毕业于2007年及之后取值为1)。结果显示,3项检验交互项系数均在1%的水平下显著为负,表明2007年财政教育支出口径发生变化并不影响本文结论,实证结果依旧稳健。

4. 排除精准扶贫政策影响

精准扶贫与教育政策相互配合,有效消除了贫困对教育公平的制约,为教育事业高质量发展扫清障碍,因此该政策可能会干扰义务教育改革政策效果评估。为排除这一干扰,本文剔除受该政策影响样本(具体为2015年及以后农村地区贫困人口)。结果表明,交互项系数显著为负,表明基准结果依旧稳健。

(四) 内生性问题

为缓解遗漏变量导致内生性问题,本文使用地级市历史邮局数量和地形起伏度作为工具变量,进行两阶段最小二乘估计,以识别因果效应。

个体所处地级市历史上邮局数量较多,意味着地区通信和物流设施较好,有利于推动经济繁荣,使政府拥有更充裕财政资金投入义务教育改革。因此,工具变量相关性得到满足。此外,个体所处地级市历史邮局数量不会受到义务教育改革影响,也不会直接影响多维经济不平等指数,工具变量外生性要求得到满足。本文使用NPO代表历史邮局数量,表3报告了两阶段最小二乘法回归结果。第(1)列第一阶段回归结果显示,NPO变量回归系数显著为正,表明地区历史上邮局数量较多时,实施义务教育改革强度越大。第一阶段回归的Cragg-Donald Wald F统计量大于Stock-Yogo弱识别检验20%水平下的临界值,表明不存在明显弱工具变量问题。第(2)列第二阶段回归结果中 $DT \times PT$ 回归系数均显著为负,表明义务教育改革显著降低多维经济不平等。

地形起伏大地区人口规模相对较少,通信和交通等基础设施建设成本较高,需要投入更多资源用于改善基础设施,使用财政教育支出投入义务教育改革难度相对较大。个体所处地级市地形起伏度不会受

^① 本文还进行了更换被解释变量、缩尾处理、缩小样本范围、排除教育资助制度影响、排除高校专项计划影响、排除高校扩招计划影响、改变固定效应控制条件等稳健性检验,篇幅限制,结果留存备案。

到义务教育改革影响,也不会直接影响多维经济不平等指数,工具变量外生性要求得到满足。本文使用 *RDL* 代表地形起伏度。表3第(3)列第一阶段回归结果显示, *RDL* 变量回归系数显著为负,表明地区地形起伏度较小时,实施义务教育改革强度越大。第一阶段回归 Cragg-Donald Wald F 统计量大于 Stock-Yogo 弱识别检验 20% 水平下的临界值,表示弱工具变量问题不存在。第(4)列第二阶段回归结果中 *DT*×*PT* 回归系数均显著为负,表明义务教育改革显著降低多维经济不平等。

综上,通过工具变量法缓解潜在内生性问题后,义务教育改革与多维经济不平等仍存在显著负相关关系,表明义务教育改革改善了多维经济不平等。

表3 工具变量检验估计结果

变量	历史上邮局数量		地形起伏度	
	(1)第一阶段	(2)第二阶段	(3)第一阶段	(4)第二阶段
<i>NPOH</i>	0.003*** (2.663)			
<i>RDLS</i>			-0.012** (-2.291)	
<i>DT</i> × <i>PT</i>		-0.104*** (-4.411)		-1.166*** (-2.896)
LM统计量 <i>P</i> 值		0.004		0.015
Cragg-Donald Wald F统计量		12.632		23.776
观测值数	17 325	17 325	24 735	24 735
<i>R</i> ²	0.287	0.279	0.278	0.303

注:1. ()中为*t*值。
2. **和***分别表示在5%和1%的水平下显著。
3. 区县、年份和出生队列固定效应已控制,控制变量估计结果留存备案。

(五)异质性分析

1. 地区差异

中国中东西部地区在产业结构和资源禀赋上存在差异,经济发展水平也不尽相同,各地政府获取财政收入能力也不同。经济发达地区财政收入较为丰裕,对国家教育政策以及转移性资金依赖程度较低。与之相反,经济欠发达地区财政收入紧张,缺乏教育资金,对国家政策与转移性资金依赖程度较高。因此,义务教育改革可能对经济欠发达的西部地区影响更大。本文基于国家统计局及既有研究区域划分标准,将样本按省份划分为西部地区(赋值1)和其他地区(赋值0),并构建地区差异(*Reg*)与交互项的三重交叉项(*DT*×*PT*×*Reg*),回归结果见表4第(1)列。结果显示,三重交叉项系数在1%的水平下显著为负,表明义务教育改革对西部地区多维经济不平等缓解效应更为显著。

2. 城乡差异

中国城乡教育资源存在较大差距,农村教育资源相对匮乏,本文推断义务教育改革对农村户籍群体影响可能更大。为验证该想法,本文基于家庭户籍将样本划分为农村户籍组(赋值1)和城市户籍组(赋值0),构建户籍差异(*UR*)与交互项的三重交叉项(*DT*×*PT*×*UR*),结果见表4第(2)列。三重交叉项系数显著为负,表明义务教育改革对农村户籍组多维经济不平等缓解效应更显著。

3. 家庭负债差异

原生家庭经济条件会显著影响子代家庭负债状况和教育资源获取。富裕的原生家庭负债较少,能够为子代教育提供资金支持。相反,经济条件有限的原生家庭负债较多,对子代教育投入往往不足。本文推断,义务教育改革对负债群体影响可能更大。基于负债数据将样本划分为负债家庭(赋值1)与非负债家庭(赋值0),构建负债家庭差异(*Deb*)与交互项的三重交叉项(*DT*×*PT*×*Deb*)。表4第(3)列结果显示,三重交叉项系数显著为负,表明义务教育改革对负债家庭多维经济不平等缓解效应更强。

4. 工作地差异

一般而言,家庭社会资源丰富的个体更愿意留在原户籍地工作,而家庭社会资源较差个体难以依赖父辈支持,只能通过自身努力实现阶层跨越,因此更倾向于离开原户籍地就业。“族旺留原籍,家贫走他乡”正是这一现象的生动写照。从义务教育改革角度来看,该政策具有普惠性质和助贫性质,对家庭社会资源匮乏的低收入群体更为有利,因此义务教育改革对跨户籍就业群体可能影响更大。本文基于工作地点与户籍关系将样本划分为跨户籍就业组(赋值1)与本地就业组(赋值0),构建工作地差异(WL)与交互项的三重交叉项($DT \times PT \times WL$)。表4第(4)列结果显示,三重交叉项系数显著为负,表明义务教育改革对跨户籍就业组群体的多维经济不平等缓解效应更显著。

5. 健康状况差异

健康群体原生家庭经济条件往往较为优渥,能够为其提供更充分的家庭教育资金和健康投入。而大部分亚健康群体原生家庭经济条件有限,难以提供充足的家庭教育资源和健康支持,导致其身体素质和教育水平相对较弱。因此,亚健康群体更依赖义务教育改革,义务教育改革对其影响可能更大。本文基于健康评估指数将健康指数在4及以上样本划分为健康群体(赋值0),相反为亚健康群体(赋值为1),构建健康状况差异(Hea)与交互项的三重交叉项($DT \times PT \times Hea$)。表4第(5)列结果显示,三重交叉项系数显著为负,表明义务教育改革对亚健康群体的多维经济不平等缓解效应更显著。

6. 住房所有权差异

经济根基扎实、资产储备充足家庭,有能力购置房产并拥有住房所有权,同时有能力支付相应教育支出。而经济状况拮据、收入来源不稳定家庭难以负担购房成本,从而不具备住房所有权,也很难拥有充足的教育资金。本文推断无住房所有权家庭更依赖义务教育提供基础学习机会,义务教育改革对其影响更大。鉴于此,本文基于样本家庭住房所有权划分样本(家庭无住房所有权赋值1),构建交互项与住房所有权差异(HP)的三重交叉项($DT \times PT \times HP$)。表4第(6)列结果显示,三重交叉项系数显著为负,表明义务教育改革对家庭无住房所有权群体的多维经济不平等缓解效应更强。

表4 异质性检验估计结果

变量	(1)地区差异	(2)城乡差异	(3)负债差异	(4)工作地差异	(5)健康状况差异	(6)住房所有权差异
$DT \times PT$	-0.015*** (-2.826)	-0.007 (-1.297)	-0.017*** (-3.613)	-0.015** (-1.993)	-0.018*** (-3.899)	-0.020*** (-4.386)
$DT \times PT \times Reg$	-0.015** (-2.212)					
$DT \times PT \times UR$		-0.022*** (-4.265)				
$DT \times PT \times Deb$			-0.016*** (-3.585)			
$DT \times PT \times WL$				-0.019*** (-2.954)		
$DT \times PT \times Hea$					-0.008*** (-2.648)	
$DT \times PT \times HP$						-0.007** (-2.022)
观测值数	31 751	31 751	27 815	12 714	31 751	31 751
R^2	0.412	0.412	0.399	0.404	0.412	0.412

注:1. ()中为*t*值。

2. **和***分别表示在5%和1%的水平下显著。

3. 区县、年份和出生队列固定效应已控制,控制变量估计结果留存备索。

六、机制分析

(一)作用路径检验

为厘清义务教育改革对多维经济不平等的作用路径,本文分别检验其对收入、消费和财产3个经济维度不平等的影响。在理论层面,义务教育改革可能直接作用于个体收入水平,进而改变消费者购买能力与消费倾向,最终通过储蓄行为影响财富积累。根据上述理论逻辑,本文对义务教育改革影响3个维度经济不平等进行检验。表5第(1)列结果显示,义务教育改革对收入不平等缓解效应在1%的水平下显著为负。理论上,在个体收入水平提升后可能引发购买能力提升和消费行为优化。但第(2)列结果显示,消费不平等回归系数并不显著,这表明义务教育改革对消费影响尚未显现,需后续研究动态追踪。值得注意的是,第(3)列结果显示,财产不平等回归系数在1%的水平下显著,可能源于义务教育改革通过收入提升增强了个体储蓄能力,进而助力财富积累,使得财产维度不平等也得到显著缓解,验证了“收入改善—财富积累”理论机制。

表5 义务教育改革影响多维经济不平等的路径检验估计结果

变量	(1)收入不平等	(2)消费不平等	(3)财产不平等
$DT \times PT$	-0.036*** (-4.280)	-0.009 (-1.192)	-0.018*** (-2.799)
观测值数	31 751	31 751	31 751
R^2	0.257	0.297	0.366

注:1.()中为t值。
2.***表示在1%的水平下显著。
3.区县、年份和出生队列固定效应已控制,控制变量估计结果留存备索。

(二)影响渠道检验

1.人力资本积累

人力资本理论指出,教育是提升人力资本的重要途径。基于前文理论梳理,本文首先检验义务教育改革如何影响人力资本积累,人力资本变量来源于调查问卷中的教育信息。根据调查问卷中的教育信息,构建教育年限(样本受教育年限高于中位数赋值1,否则赋值0)和是否接受高等教育(个体接受大专及以上学历赋值1,否则赋值0)变量。表6第(1)(4)列回归结果表明,义务教育改革提升了整体居民人力资本积累^①。此外,本文依据收入水平中位数将样本分为低收入组和高收入组并进行回归。第(2)(3)(5)(6)列结果显示,义务教育改革显著促进低收入组人力资本积累,增加其教育年限,且助力其接受高等教育,然而对高收入组人力资本积累影响不显著。义务教育改革促使低收入群体能够获得更多教育资源,拥有更高学历水平,薪资水平显著提高,多维经济不平等问题自然缓解。

表6 人力资本积累检验估计结果

变量	(1)教育年限	(2)低收入组 教育年限	(3)高收入组 教育年限	(4)高等教育	(5)低收入组 高等教育	(6)高收入组 高等教育
$DT \times PT$	0.552* (1.758)	1.116** (2.092)	0.097 (0.252)	0.220*** (2.754)	0.314** (2.203)	0.115 (1.208)
观测值数	9 744	4 987	4 757	16 243	6 673	9 570
R^2	0.408	0.363	0.481	0.387	0.349	0.451

注:1.()中为t值。
2.***、**和*分别表示在1%、5%和10%的水平下显著。
3.区县、年份和出生队列固定效应已控制,控制变量估计结果留存备索。

① 因数据库中部分样本的机制变量存在缺失,机制检验样本量少于基准检验。

2. 就业

实现就业是促进个体发展、维护社会公平的关键环节。义务教育改革主要目的在于提升劳动力素质和教育水平,使其在劳动力市场上拥有更强竞争力和就业机会。因此,本文进一步检验义务教育改革如何影响就业。根据调查问卷中的就业信息,构建就业变量(样本最近一周工作状态)。表7第(1)列结果显示,义务教育改革能够提高居民就业可能性。此外,本文依据收入水平中位数将样本分为低收入组和高收入组并进行回归。第(2)(3)列结果显示,义务教育改革显著提高低收入组就业,然而对高收入组就业未产生显著影响。

表7 就业和代际收入增长检验估计结果

变量	(1)就业	(2)低收入组 就业	(3)高收入组 就业	(4)代际收入 增长	(5)低收入组代际 收入增长	(6)高收入组代际 收入增长
$DT \times PT$	0.023** (2.000)	0.074*** (4.403)	-0.288 (-1.280)	0.005** (2.436)	0.008** (1.983)	0 (0.039)
观测值数	25 142	12 456	12 686	4 125	2 034	2 091
R^2	0.088	0.174	0.103	0.395	0.435	0.604

注:1. ()中为t值。

2. ***和**分别表示在1%和5%的水平下显著。

3. 区县、年份和出生队列固定效应已控制,控制变量估计结果留存备索。

3. 代际收入增长

代际收入增长对阻断贫困代际传递、促进社会经济可持续发展具有重要作用。义务教育改革在不同收入群体间均衡分配公共教育资源,甚至更倾向于低收入群体,能削弱低收入群体家庭经济劣势对子女教育机会获取的消极影响,帮助该群体子代突破父辈收入水平约束,实现高质量人力资本积累,进而完成经济状况代际跃升。本文对义务教育改革如何影响代际收入增长进行检验,该变量来源于调查问卷中的父辈收入等信息。根据调查问卷中的父辈收入和子代收入信息,构建代际收入增长变量(子代收入超过父辈收入赋值1,否则赋值0)并进行实证检验,表7第(4)列结果显示,义务教育改革显著促进代际收入增长。此外,为分析义务教育改革影响多维经济不平等的具体渠道,本文依据收入水平中位数将样本分为低收入组和高收入组,分别进行回归。第(5)(6)列结果显示,义务教育改革显著促进低收入组代际收入增长,对高收入组代际收入增长未产生显著影响。

机制检验结果表明,义务教育改革通过提升低收入群体人力资本、促进其实现就业和代际收入增长,降低多维经济不平等,假设2得以验证。

七、研究结论与政策建议

在中国全力推进共同富裕的关键时期,多维经济不平等问题严重制约社会公平与均衡发展。因此,采取有效措施降低多维度经济不平等程度是顺应中国居民对共同富裕美好生活向往的必要之举,也是实现社会可持续发展的必然要求。义务教育作为基础教育重要组成部分,承担人才培养、提高劳动生产率、促进社会公平以及保持国家稳定兴旺等重要责任。本文选取义务教育改革作为研究对象,使用相对剥夺和基础福利理论,从收入、消费和财产三个方面构建多维经济不平等,将2010、2012、2014、2016、2018和2020年6轮CFPS数据与地级市层面财政教育支出数据相匹配,实证检验义务教育改革对中国多维经济不平等的影响及作用机制。研究发现:义务教育改革显著降低多维经济不平等,有助于推动中国实现共同富裕;义务教育改革对西部地区、亚健康群体、负债家庭群体、跨户籍就业人群、农村户籍群体以及无住房所有权群体的作用更加显著。机制检验发现,义务教育改革缩小小居民收入和财产不平等,有利于缓解多维经济不平等。此外,义务教育改革还将提升低收入群体人力资本、促进其实现就业和代际收入增长,进而降低多维经济不平等。结合上述研究成果,本文提出如下政策建议:

第一,提升教育补贴力度和精准度。为确保学生不因家庭经济困难而失学,政府应设立专项帮扶资

金,提高经济欠发达地区生均教育补助标准。拓宽助学金覆盖范围,将补贴内容从学费延伸至基本生活费等必要开支。同时,依托大数据完善家庭困难学生认定机制,综合家庭实际收支情况等因素,精准识别政府补助对象,将特殊家庭纳入重点帮扶范围。

第二,优化区域教育资源配置。为缩小区域间教育发展差距,推动教育资源分布均衡,政府应着力优化教育资源的区域间配置。一方面,设立专项财政资金,优先用于西部欠发达地区教学硬件升级与设施现代化,包括新建智慧教室、更新教学设备和改善网络环境等。另一方面,实施西部欠发达地区教师人才激励计划,通过提高薪酬补贴、优化职称评定等政策吸引并留住优质师资。

第三,构建差异化就业支持与培训体系。为提升不同收入群体就业竞争力,政府部门应通过调研和大数据分析,精准识别各类收入群体(尤其是低收入群体)的就业障碍与技能短板,据此设定针对性定制就业课程培训,确保培训内容契合市场需求和劳动力缺口。

第四,建立不依赖住房产权的公平教育体系。为解决因住房所有权差异导致的教育机会不平等,政府应推动教育资源与住房产权逐步脱钩。首先,整合教育、住建等部门数据,结合实地调研,掌握无住房所有权家庭入学需求及学区供给情况。其次,明确入学政策,降低住房产权状况对其子女对优质教育机会获取的影响。最后,建立监督与调节机制,定期监测学位供需与教育资源分配情况,进而从源头解决因教育机会不均带来的多维经济不平等问题。

参考文献:

- [1] 董甜甜,毛中根.教育代际流动对家庭消费不平等的影响效应及传导机制[J].当代经济科学,2025,47(1):106-119.
Dong T T, Mao Z G. The effect and transmission mechanism of educational intergenerational mobility on household consumption inequality[J].Modern Economic Science,2025,47(1):106-119.
- [2] 柳建坤,何晓斌.中国家庭财富不平等的趋势、来源与驱动机制(2010—2020)[J].社会学研究,2024,39(4):158-180.
Liu J K, He X B. Trends, sources and driving mechanisms of household wealth inequality in China(2010-2020)[J]. Sociological Studies,2024,39(4):158-180.
- [3] Fisher J D, Johnson D S, Smeeding T M, et al. Inequality in 3-D: income, consumption, and wealth[J].Review of Income and Wealth,2022,68(1):16-42.
- [4] 陈晓东.教育对我国收入不平等的影响:测度与分解[J].上海财经大学学报(哲学社会科学版),2021,23(6):97-108.
Chen X D. The impact of education on income inequality in China: measurement and decomposition[J].Journal of Shanghai University of Finance and Economics,2021,23(6):97-108.
- [5] 陈亮,叶明裕.新质生产力视域下高等教育赋能共同富裕的内涵新释、运行机理和优化路径[J].教育与经济,2025,41(2):42-52.
Chen L, Ye M Y. A new interpretation of the connotation, operational mechanisms, and optimization pathways of higher education empowering common prosperity from the perspective of new-quality productive forces[J].Education & Economy,2025,41(2):42-52.
- [6] 侯玉娜.教育阻隔贫富差距代际传递的效果与机制:基于“反事实”分解技术的实证分析[J].教育研究,2020,41(11):22-35.
Hou Y N. Preventing the intergenerational transmission of the income gap between the rich and the poor through education: a probe into the effect and the mechanism based on an empirical study by “counterfactual decomposition”[J]. Educational Research,2020,41(11):22-35.
- [7] 胡咏梅,周威.充足与公平:优质均衡导向下我国义务教育财政投入的实证研究[J].教育与经济,2024,40(3):69-78.
Hu Y M, Zhou W. Adequacy and fairness: an empirical study of financial investment in compulsory education in China under the guidance of quality and balance[J].Education & Economy,2024,40(3):69-78.
- [8] 宋旭光,何宗樾.义务教育财政支出对代际收入流动性的影响[J].财政研究,2018,39(2):64-76.
Song X G, He Z Y. The influence of fiscal compulsory education expenditure on intergenerational income mobility[J].Public Finance Research,2018,39(2):64-76.
- [9] 余明桂,贺蒙蒙,张萌萌.人才引进政策、劳动力优化配置与制造业智能化[J].中国工业经济,2024,42(5):116-134.
Yu M G, He M M, Zhang M M. Talent introduction policies, optimal labor allocation and manufacturing intelligence [J].China Industrial Economics,2024,42(5):116-134.
- [10] 李晓嘉,蒋承,胡涟漪.财政教育支出对中国家庭多维贫困代际传递的影响研究[J].财政研究,2021,42(4):50-63.

- Li X J, Jiang C, Hu L Y. The influence of fiscal education expenditure on intergenerational transmission of multidimensional poverty[J]. Public Finance Research, 2021, 42(4): 50-63.
- [11] Chetty R, Friedman J N, Hendren N, et al. The opportunity atlas: mapping the childhood roots of social mobility[J]. American Economic Review, 2026, 116(1): 1-51.
- [12] 许长青, 李钧宇. 教育与代际流动: 职业地位视角的分析[J]. 当代经济科学, 2025, 47(1): 91-105.
Xu C Q, Li J Y. Education and intergenerational mobility: an analysis from the perspective of occupational status[J]. Modern Economic Science, 2025, 47(1): 91-105.
- [13] Karlan D, Ratan A L, Zinman J. Savings by and for the poor: a research review and agenda[J]. Review of Income and Wealth, 2014, 60(1): 36-78.
- [14] 张文武, 朱娅, 陆梓璇. 县域教育资源配置对人力资本的影响: 基于第七次人口普查数据的研究[J]. 教育与经济, 2024, 40(5): 29-38.
Zhang W W, Zhu Y, Lu Z X. The influence of county education resource allocation on human capital: evidence from the data of the seventh population census of China[J]. Education & Economy, 2024, 40(5): 29-38.
- [15] 陈斌开, 亢延锟, 侯嘉奕. 公共服务均等化、教育公平与共同富裕[J]. 经济学(季刊), 2023, 23(6): 2104-2118.
Chen B K, Kang Y K, Hou J Y. Equalization of public services, educational equity and common prosperity[J]. China Economic Quarterly, 2023, 23(6): 2104-2118.
- [16] 伏润民, 缪小林, 张彰, 等. 共同富裕目标下基本公共服务均等化与财政改革: 基于广义国民收入的分析[J]. 经济研究, 2024, 59(1): 36-52.
Fu R M, Miao X L, Zhang Z, et al. Equitable access to basic public services and reflection on fiscal reform under the goal of common prosperity: based on the generalized national income analysis framework [J]. Economic Research Journal, 2024, 59(1): 36-52.
- [17] 程名望, Jin Y H, 盖庆恩, 等. 中国农户收入不平等及其决定因素: 基于微观农户数据的回归分解[J]. 经济学(季刊), 2016, 15(3): 1253-1274.
Cheng M W, Jin Y H, Gai Q E, et al. Accounting for income inequality between households in rural China: a regression based approach[J]. China Economic Quarterly, 2016, 15(3): 1253-1274.
- [18] Becker G S, Chiswick B R. Education and the distribution of earnings[J]. The American Economic Review, 1966, 56(1/2): 358-369.
- [19] Becker G S, Tomes N. Human capital and the rise and fall of families[J]. Journal of Labor Economics, 1986, 4(3): S1-S39.
- [20] Blanchard O J, Diamond P, Hall R E, et al. The cyclical behavior of the gross flows of U.S. workers[J]. Brookings Papers on Economic Activity, 1990, 1990(2): 85-155.
- [21] Belley P, Lochner L. The changing role of family income and ability in determining educational achievement[J]. Journal of Human Capital, 2007, 1(1): 37-89.
- [22] Psacharopoulos G, Patrinos H A. Returns to investment in education: a further update[J]. Education Economics, 2004, 12(2): 111-134.
- [23] Heckman J J, Moon S H, Pinto R, et al. The rate of return to the highscope perry preschool program[J]. Journal of Public Economics, 2010, 94(1/2): 114-128.
- [24] 仇童伟, 彭嫦燕, 甘犁. 从基层“三保”的财力保障看财政转移支付的效果和优化路径[J]. 管理世界, 2025, 41(3): 113-135.
Qiu T W, Peng C Y, Gan L. The effect and optimization path of fiscal transfer payments from the financial guarantee of grassroots “three guarantees”[J]. Journal of Management World, 2025, 41(3): 113-135.
- [25] Kakwani N C. The relative deprivation curve and its applications[J]. Journal of Business & Economic Statistics, 1984, 2(4): 384-394.
- [26] Decancq K, Lugo M A. Inequality of wellbeing: a multidimensional approach[J]. Economica, 2012, 79(316): 721-746.
- [27] 吴贾, 张宇霞, 楚鹏飞. 幼儿园增建与儿童认知能力发展: 理论模型与经验证据[J]. 经济学(季刊), 2024, 24(4): 1325-1342.
Wu J, Zhang Y X, Chu P F. Construction of more kindergartens and children's cognitive performance: theory and empirical evidence[J]. China Economic Quarterly, 2024, 24(4): 1325-1342.

编辑: 郑雅妮, 王磊

How Does Compulsory Education Reform Affect Multidimensional Economic Inequality?

SONG Yanqun, CHEN Hao

School of Public Finance and Taxation, Shandong University of Finance and Economics, Jinan 250014, China

Summary The core of promoting common prosperity is to alleviate inequality. However, inequality is not only reflected in the single dimension of income, but is also pronounced in consumption and wealth. Multidimensional economic inequality across dimensions such as income, consumption, and wealth not only restricts the improvement of overall social welfare, but also may reduce resource allocation efficiency, restrict social class mobility, and be detrimental to achieving common prosperity. Education is the core driving force for the accumulation of human capital and plays a pivotal role in alleviating multidimensional economic inequality. Most existing research focuses on the impact of education on income equality and common prosperity, or the factors influencing income inequality, but there is little research on how compulsory education reform affects multidimensional economic inequality.

This paper combines six waves of China Family Panel Studies (CFPS) data with city-level data and uses the cohort difference-in-differences (DID) method to systematically analyze the effects and mechanisms of compulsory education reform on multidimensional economic inequality. We find that: (1) compulsory education reform has significantly reduced multidimensional economic inequality and has a positive effect on promoting common prosperity; (2) the policy has a more significant impact on residents in western China, groups with poor health, individuals from indebted households, individuals employed outside their place of household registration (hukou), rural hukou holders, and groups without home ownership; (3) mechanism tests show that compulsory education reform has reduced income and wealth inequality among residents, which is conducive to alleviating multidimensional economic inequality. In addition, compulsory education reform has also enhanced the human capital of low-income groups, promoted their employment and intergenerational income growth, thereby reducing multidimensional economic inequality.

Compared with existing literature, the marginal contribution of this paper is reflected in three aspects. Firstly, it broadens the research perspective. Previous studies have focused more on income inequality among residents and relatively less on multidimensional economic inequality. This paper enriches the dimensions of attention to income gaps, examining issues of consumption inequality and wealth inequality beyond income inequality, and studying income distribution from the perspective of multidimensional economic inequality. Secondly, this paper uses innovative methods for policy identification and evaluation. This paper identifies the implementation intensity of compulsory education reform based on the scale of fiscal education expenditure, constructs a junior secondary school graduation cohort based on individual junior secondary school graduation years to identify policy time shocks, and uses the cohort DID method to explore the effects and mechanisms of compulsory education reform on multidimensional economic inequality. Thirdly, it has policy implications. This study finds that compulsory education reform can alleviate multidimensional economic inequality, mainly by improving the human capital of low-income groups, promoting their employment and intergenerational income growth through multiple channels, and thus becoming an important force in promoting common prosperity.

In summary, this study provides a theoretical basis and practical reference for optimizing the allocation of fiscal resources, promoting balanced economic development, and promoting social equity.

Keywords compulsory education reform; fiscal education expenditure; multidimensional economic inequality; low-income groups; human capital; employment; intergenerational income growth; common prosperity