

教育机会横向转移促进中西部人力资本发展

王伟同 龙周宏 徐溶壑*

摘要: 本文以 2008 年支援中西部地区招生协作计划为政策冲击,利用队列双重差分识别策略,发现协作计划名额占比每增加 10 个百分点会使得中西部地区高中参与率提高约 5 个百分点,促进了地区教育公平。机制分析表明,协作计划会增加中西部个体的教育预期,从而提高教育投资意愿;同时本文也从群体差异角度证明了政策主要通过改善资源相对匮乏地区个体的境况以促进教育公平。此外,教育机会的改善还会提升个体受教育年限、工作层级以及收入层级。

关键词: 机会公平;招生协作计划;人力资本

DOI: 10.13821/j.cnki.ceq.2024.04.08

一、引言

教育发展的不平衡不充分问题是制约地区间人力资本均衡发展的重要因素。党的二十大报告明确指出要“加快建设高质量教育体系,发展素质教育,促进教育公平”^①。近年来,我国整体教育水平显著提高,但地区间教育水平差异依旧明显。图 1 显示,我国高中及以上学历占比在地区间呈“东高西低”的局面。当前,促进教育均衡的政策方式主要分为两种:一是以财政补贴的方式改善落后地区的教育环境。该方式在推动教育均衡及社会公平等方面具有重要作用(吕炜和刘国辉,2010;张菡洳,2013;范子英,2020;高跃光和范子英,2021),但其也可能会因“资本化效应”加剧地区内部的福利分化(马光荣和孟源祎,2022),导致教育投入难以惠及弱势群体。二是以调整或转移招生名额的方式促进教育机会公平。相较于前者,该方式更加强调教育的权利公平,其在促进“均等化”的同时,也兼顾了教育资源的“可及性”。因此,本文试图分析教育机会转移的理论内涵及其对教育公平的实际影响,并进一步探讨其对人力资本均衡发展的重要意义。

为弥补地区教育发展差距,我国于 2008 年开始实施“支援中西部地区招生协作计划”(以下简称“协作计划”),该政策的核心内容是从东部教育资源相对丰富省份(指标输出省)的高等教育招生计划增量中拿出一部分,由地方所属普通本科和高职院校承担,用于招收高等教育资源不足、录取率较低的中西部省份(指标输入省)考生。从政策性质上看,

* 王伟同,东北财经大学经济学院;龙周宏、徐溶壑,东北财经大学东北全面振兴研究院。通信作者及地址:龙周宏,辽宁省大连市沙河口区黑石礁街道东北财经大学问源阁,116021;电话:17862920305;E-mail:1147288369@qq.com。本文研究获得国家自然科学基金面上项目(71973020、72373018)、国家社会科学基金重大项目(23&ZD062)的资助。感谢匿名审稿专家的建设性意见。文责自负。

① 习近平,“高举中国特色社会主义伟大旗帜 为全面建设社会主义现代化国家而团结奋斗——在中国共产党第二十次全国代表大会上的报告”,《中华人民共和国国务院公报》,2022 年第 30 期,第 4—27 页。

协作计划以转移招生名额的方式实现了教育机会的空间“再分配”,这为我们认识和理解教育机会结构性调整的微观影响提供了契机。

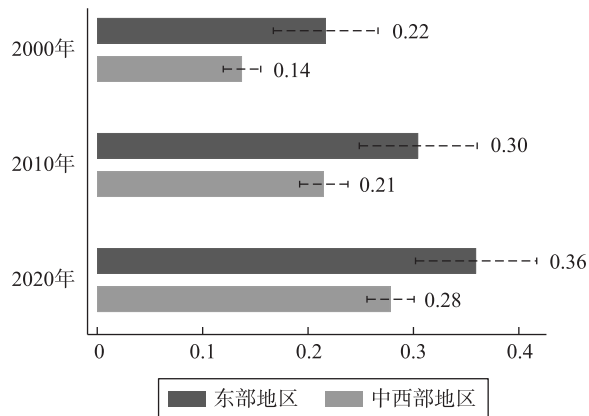


图1 2000—2020年不同地区高中及以上学历人口占比

注:柱状图右侧数字为该地区年份均值,置信水平为95%。

数据来源:历年人口普查。

基于2015年1%人口抽样调查的再抽样数据和多种微观调查数据,本文实证考察了教育机会横向转移对人力资本均衡发展的影响。个体是否受到政策影响取决于其受教育的时间和地点,即样本在队列和地区两个层面存在接受政策的差异。基于此,本文采用队列双重差分识别策略,以政策名额占参与高考人数比重作为政策强度,估计了协作计划对个体高中入学率的影响。结果表明,政策名额占比每增加10个百分点,会使得指标输入省高中参与率提高约5个百分点,而对指标输出省则不会产生显著影响。该结果在多种稳健性检验下依然稳健,证明了教育机会转移有助于促进地区间的教育公平,并实现了帕累托改进。异质性分析表明,协作计划对指标输入省女性、非独生以及低教育水平家庭子女的影响更为显著,意味着教育机会转移不仅能提升受援地区整体教育水平,还能有效改善该地弱势群体的教育状况,并提高其教育代际流动性。在机制分析中,本文发现协作计划会显著提高个体以及父母对子女的教育预期,从而证明预期是影响人力资本投资意愿的重要因素;同时分组回归结果还表明,“边际”意义上的名额扩充对教育资源相对匮乏地区的政策效果更为显著,即政策主要通过影响“边际”意义上的考生来促进教育公平。最后,本文进一步探讨了协作计划对个体受教育年限、职业层级以及收入层级的影响,结果显示教育机会的改善对人力资本的长期发展具有促进作用。

针对教育机会,以往研究更关注教育供给总量变化所带来的影响。其中,我国20世纪开始的高校扩招被视作国内教育供给政策的典型代表,然而这类研究并未得到统一的结论:部分学者认为高校扩招会增加教育回报率(许玲丽等,2012),提高农村青少年高中入学率(张翕和陆铭,2019),促进教育公平(刘精明,2006);但另一部分学者则认为扩招会影响人力资本溢价水平(马光荣等,2017),加剧教育的不公平性(李春玲,2010)。除供给总量外,现阶段研究还关注如何调整资源分布以促进教育公平,例如,Duflo(2001)探究了印度尼西亚政府在全国范围内新建学校对小学入学率和个体收入的影响;邢春冰等

(2023)利用全国高考指标分配的省际差异考察了高等教育机会对高中阶段教育类型选择的影响;丁冬和郑风田(2013)以及梁超和王素素(2020)利用撤点并校政策探究了基层教育资源整合对于个体短期与长期教育的作用;卢盛峰等(2015)从学校布局的角度检验了教育机会分布如何影响个体人力资本积累。

然而上述研究对教育公平的描述均带有较强的“总量”属性,且更多强调如何调整教育资源的初始分配方式来弥补禀赋差异。这种方式对于公平的阐述似乎更为直接,但其背后所隐含的政策逻辑仍是对总量配置的思考。事实上,在提高教育资源总供给的过程中,资源配置的合理性与效率更能够体现教育公平的深刻内涵,因此在实践中,更应关注如何在教育资源“首次分配”的基础上通过机会的结构性调整来实现教育的均衡发展,并以此为依据制定出符合当前我国教育发展现状的相关政策。

除政策整体效果外,教育机会结构性调整的合理性同样重要。部分研究发现,由于教育资源的稀缺性,分配政策在提高一部分群体福利水平时,也可能会使其他群体的效用受损(Bagde et al., 2016; 彭拥军和杨伟艺, 2023),导致教育公平无法有效实现。同时,由于群体内部存在禀赋与阶层差异,资源结构调整可能并非有利于弱势群体,机会的不平等分配可能会阻碍低收入群体的人力资本积累(Chetty et al., 2016; Chetty and Hendren, 2018)。相关研究发现部属高校均等化改革能够提升生源质量(刘瑞明等, 2021),但政策的受益群体可能本身就具有较高社会层级与教育预期,因而一些政策在促进地区教育公平的过程中,可能无法有效兼顾地区内部不同群体的实际教育需求。

相较于以往研究,本文的学术贡献主要有以下三点:第一,区别于传统的财政转移支付视角,本文以教育机会横向转移作为切入点,探讨了教育机会调整对于教育公平以及人力资本均衡发展的重要作用,为相关政策的制定提供了新的决策思路与参考依据;第二,本文通过合理的实证方法,科学评估了教育机会横向转移对于受援地区和支援地区的综合影响,系统性考察了政策的合理性与有效性;第三,本文还进一步探讨了教育机会的内在机制及其对人力资本长期发展的重要作用,对教育机会调整的微观影响有了更为清晰和深入的理解。

二、政策背景与研究设计

(一) 政策背景

为逐步缩小区域间高等教育发展差距,加大对中西部地区招生生源的投放力度,自2008年起教育部实施了“支援中西部地区招生协作计划”,其主要内容是每年从高等教育资源丰富省份(即指标输出省,以下简称“输出省”)的普通高校招生计划增量中专门拿出一部分,由地方所属普通本科和高职院校承担,在不降低本省高考录取率前提下,专门面向中西部高等教育资源缺乏、升学压力大的省份(即指标输入省,以下简称“输入省”)招生,其目的是促进区域入学机会公平。^①随着政策的推进,协作计划所涉及的省份以及招

^① 资料来源:《教育部有关负责人就2017年普通高等教育招生计划管理工作答记者问》。

生调配名额不断增加,截至2017年,参与政策的输入省共有10个,输出省共有17个,本科与专科的政策名额总数达到了28.7万。^①

首先,为保障政策实施效果,教育部在政策文件中特别强调,“各省(区、市)2008年跨省计划总量(不含招生协作计划)不得低于2007年本省(区、市)安排的跨省计划总量”^②,表明输出省主要通过增加增量和适当削减属地招生的方式来满足分配指标,且对其他省份的招生规模不会因政策而降低,这保证了未参与政策省份的招生规模不会受到影响;其次,协作计划并未设置专门的录取批次,而是将指标纳入总体招生计划中,意味着每一位考生均会受到政策中本科与专科名额的影响,且该影响是相对外生的,这为我们提供了良好的准自然实验环境;最后,协作计划名额主要由地方所属普通本科和高职院校承担,不影响中央部委所属高校在各省的招生计划,也即调剂主体主要是“普通”而非“优质”教育资源(如“211工程”“985工程”高校名额),这与已有文献关于均衡部属高校的招生均等化政策存在较大区别(刘瑞明等,2021)。

(二) 研究设计

为检验政策的实际效果,本文以高中教育作为人力资本的主要表现形式。由于上大学机会和普通高中入学率之间存在紧密联系(邢春冰等,2023),且与义务教育与高等教育相比,是否就读高中具有较强的个体选择性,能够较好地反映教育机会如何影响人力资本投资意愿;同时,已有文献也指出高中教育是考察教育分层的重要节点(Yang and Chen, 2016; 林文炼和李长洪,2020),也是考察教育机会公平的重要视角(李春玲,2014)。因此本文实证研究的核心问题是协作计划是否会对个体高中入学概率造成影响。

基于协作计划的特点,本文参考Duflo(2001)以及Chen et al. (2020)的做法,采用队列双重差分(cohort difference-in-differences)识别策略估计协作计划对个体高中入学概率的影响。具体地,本文以个体出生年份、义务教育6周岁入学的法律规定以及义务教育学制规定(9年制义务教育)推算个体参与中考的具体时间^③,并根据该时点与户籍省份实施政策的时间来判断个体是否受到政策影响。此外,为从总体层面反映政策的合理性与有效性,本文将输入省与输出省视作不同的处理组,将未参与该计划的省份作为控制组,以此来全面考察协作计划的政策效果。

由于协作计划对各地区调配的招生名额存在差异,且各地区适龄考生规模差异较大,因此不同地区考生受到政策影响的强度也会不同。为了消除因地区教育资源差异而产生的政策影响差异,本文计算了各省协作计划名额占本省参与高考人数的比重,以此来表示中考个体在当年受到的政策强度。具体计算方式如公式(1)所示^④:

① 协作计划历年参与省份、计划总名额、相关文件及数据获取方式详见附录I;各省政策首次实施时间详见附录II。篇幅所限,附录未在正文列示,感兴趣的读者可在《经济学》(季刊)官网(<https://ceq.ccer.pku.edu.cn>)下载。

② 资料来源:《教育部办公厅关于做好2008年全国普通高等学校分省分专业招生计划编制和管理工作的通知》。

③ 以2007年参加中考的学生为例,其参加中考时当年9月1日前需满15周岁,因此推定1991年9月至1992年8月出生的群体会在2007年参加中考。

④ 由于协作计划并没有设置专门的录取批次,这导致个体均会受到两类政策名额的影响,因此本文使用本科与专科名额加总值计算该比重。尽管当年高考人数也可能会受到政策影响,但该比值仍是对当年中考个体所受到政策强度的直观反映,此外,本文后续也针对该问题进行了相关稳健性检验。

$$ratio_{y,p} = \frac{\text{协作计划分配名额(本科+专科)}_{y,p}}{\text{参与高考人数}_{y,p}}, \quad (1)$$

其中下标 p 代表省份, y 代表实际年份。然而, 由于存在数据缺失问题, 本文无法获得输入省与输出省所有年份的分配名额。但是大部分省份可以明确其政策首年以及 2017 年的名额分配情况, 且根据已知名额数据来看, 各省每年的名额分配大多呈稳定增长的情况。为准确刻画政策情况, 我们利用各省首年与 2017 年名额占比的均值来构造处理组政策强度变量 $Policy_p$, 具体计算方式如公式(2)所示, 对于控制组省份来说, 该变量为 0。该方法在一定程度上能够弥补数据缺失问题, 同时利用现有原始数据所构造的政策强度有助于反映政策的实际情况。同时, 为验证该设置方式的有效性, 本文也对指标构造方式进行了稳健性检验, 详见后文。^①

$$Policy_p = \frac{ratio_{firstyear,p} + ratio_{2017,p}}{2}. \quad (2)$$

在此基础上, 本文基准回归模型如公式(3)所示:

$$Y_{itp} = \alpha + \beta Policy_p \times Cohort_{itp} + X_i \varphi + K_{p,2007} \times \gamma_i \psi + \gamma_t + \lambda_p + \varepsilon_{itp}, \quad (3)$$

其中, 下标 i 表示个体, p 表示个体户籍所在省份, t 表示出生队列; 因变量 Y_{itp} 为个体 i 教育水平是否为高中及以上; $Cohort_{itp}$ 为出生队列 t 是否受到政策影响, 核心自变量为政策强度变量 $Policy_p$ 与出生队列变量 $Cohort_{itp}$ 的交互项, 反映了省份 p 内出生队列为 t 的个体中考时受到的政策冲击强度; X_i 为个体层面控制变量; $K_{p,2007} \times \gamma_i$ 为政策实施前的省级控制变量乘以队列固定效应, 以消除随省份和时间同时变化的干扰因素; γ_t 为队列固定效应, λ_p 为省份固定效应, ε_{itp} 为残差项。

(三) 数据说明

本文基准回归所使用的数据为 2015 年 1% 人口抽样调查的再抽样数据。为考察家庭对于子代教育选择的影响, 本文根据适龄教育子代信息与其父母信息进行匹配, 构造包含父子两代信息的数据库; 且鉴于协作计划起始时间为 2008 年, 本文将样本参与中考的时间范围限定在 2000—2015 年。子女与父母变量描述性统计如表 1 中 Panel A 与 Panel B 所示。^② 对于核心自变量, 本文依据上述公式计算了各省协作计划政策强度, 其中各省协作计划分配名额来自教育部历年全国普通高等教育招生计划^③, 该变量描述性统计如 Panel C 所示。为排除地区教育资源禀赋因素对政策估计结果的影响, 本文还加入了地区层面的控制变量, 包括省份人均 GDP、省份高中数、省份高校数以及教育支出占财政支出比重, 省份层面变量描述性统计如 Panel D 所示。此外, 在稳健性分析中, 本文还使用了中国家庭追踪调查(CFPS)数据、中国劳动力动态调查(CLDS)数据以及中国综合社会调查(CGSS)数据等多种微观调查数据库进行了相关检验。

^① 虽然该均值无法捕捉政策的时间异质性, 且数据年份的选取与样本期存在时间偏差, 但仍能够客观反映政策在一段时间内的整体情况, 同时其数值大小也能够体现地区间的政策差异。为验证其有效性, 本文也在后文中利用插值法补全后的政策名额构造了其他强度表达方式。

^② “母亲教育”与“父亲教育”变量, 1 代表未上过学, 2 代表小学, 3 代表初中, 4 代表中职, 5 代表高中, 6 代表大专, 7 代表本科, 8 代表研究生及以上。

^③ 数据收集与各省实施时间详见附录 I 和附录 II。

表1 描述性统计

变量名	输入省份				控制组省份				输出省份						
	样本量	均值	标准差	最小值	最大值	样本量	均值	标准差	最小值	最大值	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
Panel A. 子女变量															
是否上高中(是=1)	160 130	0.46	0.50	0	1	40 983	0.49	0.50	0	1	233 019	0.56	0.50	0	1
性别(男=1)	160 130	0.52	0.50	0	1	40 983	0.51	0.50	0	1	233 019	0.51	0.50	0	1
是否为汉族(是=1)	160 130	0.85	0.36	0	1	40 983	0.94	0.25	0	1	233 019	0.96	0.20	0	1
Panel B. 父母变量															
母亲教育水平	84 369	2.71	1.06	1	8	21 384	2.91	1.11	1	8	121 380	2.97	1.17	1	8
父亲教育水平	84 369	3.02	1.12	1	8	21 384	3.18	1.15	1	8	121 380	3.30	1.24	1	8
中考时母亲年龄	84 369	40.58	3.87	33	55	21 384	40.90	3.89	33	55	121 380	40.74	3.84	33	55
中考时父亲年龄	84 369	42.15	4.35	33	60	21 384	42.15	4.27	33	60	121 380	42.52	4.3	33	60
Panel C. 政策强度															
政策强度	10	0.057	0.035	0.026	0.14	4	0	0	0	0	16	0.062	0.067	0.007	0.271
Panel D. 2000—2015年省份变量															
高校数量(所)	160	54.88	31.22	3	129	64	48.56	40.10	6	118	256	75.72	34.915	5	162
高中数量(所)	160	514.16	224.68	15	955	64	372.52	275.86	61	816	256	484.88	235.27	91	1026
教育经费占比(%)	160	18.07	2.57	9.17	23.8	64	16.46	2.9	10.03	21.99	256	17.84	2.63	11.89	25.69
人均GDP(千元)	160	16.39	10.57	2.66	40.65	64	21.14	13.53	4.55	47.63	256	34.77	24.52	4.85	108.00

注:①Panel A和Panel B样本数量差异为父母-子女数据匹配所致。②考虑到小学以及初中未毕业样本无法判断其最终的教育结果,本文删除了学历为文盲、小学样本以及初中在学样本;为保障数据匹配结果的准确性,本文删除了匹配后父母与子女年龄差小于18岁以及父母在子女参与中考时已经退休的样本。

三、实证结果

(一) 基准回归结果

为比较教育机会横向转移对不同地区的差异化影响,本文分别估计了协作计划对输入和输出省份个体高中参与率的影响;为避免父子两代不同住而导致的样本自选择问题^①,本文对未匹配父母与匹配父母的样本分别进行了估计;同时,本文在稳健标准误的基础上进一步报告了 bootstrap 标准误,以此来缓解使用省份变量可能存在的小样本问题。表 2 结果显示,协作计划显著提高了输入省份考生的高中参与率,政策名额占比每增加 10 个百分点会使得该省的高中参与率提高约 5 个百分点,以输入省政策强度均值计算,其提高比率约为 2.85 个百分点(0.5×0.057),约占输入省高中参与率均值的 6.2% ($0.0285/0.46$);而对于输出省,协作计划并没有对其高中参与率产生显著影响。总体上看,输入省考生高中参与率的提高并没有以输出省高中参与率的降低为代价,说明该政策不仅促进了地区间的教育公平,同时也实现了教育机会的帕累托改进。

表 2 基准回归结果

类别	输入省		输出省	
	(1)	(2)	(3)	(4)
协作计划	0.550** (0.213) [0.215]	0.535** (0.238) [0.240]	0.0298 (0.156) [0.126]	-0.0178 (0.109) [0.119]
子女控制变量	是	是	是	是
父母控制变量	否	是	否	是
省份控制变量_2007×队列固定效应	是	是	是	是
队列固定效应	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是
样本量	201 113	105 753	274 002	142 764
拟合优度	0.078	0.161	0.075	0.159

注:“协作计划”变量即为式(3)中 $Policy_p \times Cohort_{tp}$ 交互项。第(1)列和第(3)列为未匹配父母信息的回归结果,第(2)列和第(4)列为匹配父母信息的回归结果。子女控制变量包括性别以及是否为汉族,父母控制变量包括父母各自受教育水平以及父母在子代中考时各自的年龄,省份控制变量_2007包括各省2007年的高校数量、高中数量、教育经费占比以及人均GDP。*、**和***分别表示变量在10%、5%和1%水平下显著,圆括号内为聚类在省份层面的稳健标准误,方括号内为 bootstrap 标准误(抽样次数为1000次),下同。

(二) 平行趋势检验

为保证双重差分识别策略的有效性,本文采用事件研究法估计协作计划对高中入学

^① 在普查数据中,成年后的子女可能会迁出家庭,因而部分子女与父母并不在一个户口本上。

概率影响的动态效应,回归模型如公式(4)所示:

$$Y_{itp} = \alpha + \sum_{T=-m, T \neq -1}^n \beta_T Policy_p \times \mathbf{1}\{y_{itp} - firstyear_p = T\} + X_i \varphi + K_{p,2007} \times \gamma_t \psi + \gamma_t + \lambda_p + \varepsilon_{itp}, \quad (4)$$

其中 y_{itp} 为省份 p 中出生队列 t 参与中考的年份, $firstyear_p$ 为省份 p 首次实施政策年份, T 为两者之差, $\mathbf{1}\{\}$ 为指示函数,其余部分与主回归公式相同。回归结果如图2所示。对于输入省而言,在政策实施前输入省与控制组之间的个体高中参与率没有显著差异,这表明本文的识别策略是较为有效的和可信的;在政策实施后,估计系数呈现不断上升趋势,表明政策效果随时间推移逐渐显现,反映了其对中西部地区人力资本影响的持续性和长期性^①。而从输出省的情况来看,无论是政策前还是政策后,政策效果均不显著。

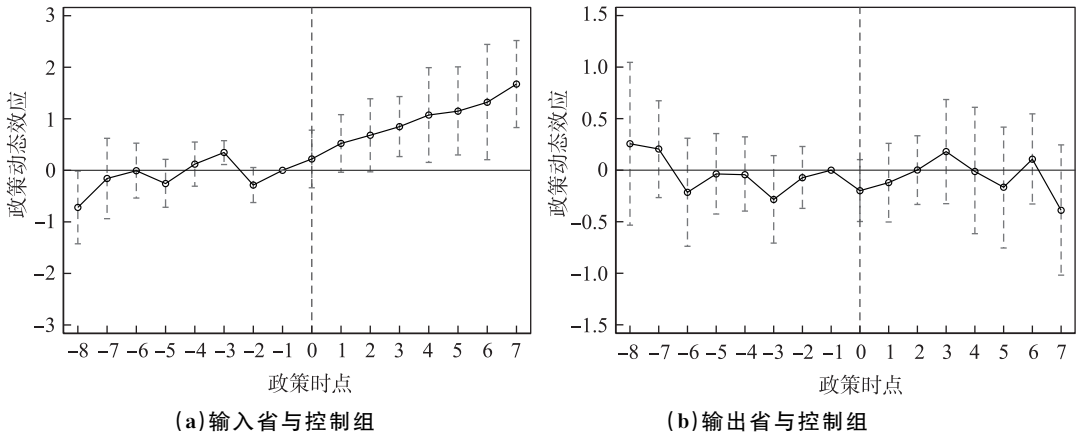


图2 平行趋势检验

注:平行趋势中政策前大于8期的样本归并至第8期;图中第0期为政策当期,基期为政策前一期;控制变量形式与表3第(2)列和(4)列相同;置信水平为95%。

四、稳健性检验

(一) 基于自变量计算方式的稳健性检验

使用公式(1)和公式(2)计算政策强度均值虽能有效反映政策指标在一段时间内的状况,且符合本文的实证构造要求,但仍可能存在以下潜在问题:一是政策的时间异质性以及名额变动趋势可能会影响估计结果的准确性;二是使用首年与2017年的政策强度均值来刻画个体2015年及之前所受到的政策影响可能会存在测度偏误;三是政策也可能会对当年高考参与人数产生影响,使得自变量可能会存在内生性。为验证上述问题是否会产生潜在影响,我们调整了自变量的计算方式,具体为:①以线性插值的方式补全缺失年份名额,并构造随省份-时间变动的 $Policy_{pt}$;②调整变量年份,利用名额插值数据计算首年与2015年及2016年强度均值;③更换公式(1)中高考人数的数据年份,使用政策前一年高

^① 政策也可能会提高后续队列在初中阶段的努力程度,从而使政策效果不断提高。

考参与人数作为计算强度的分母。基于上述构造方式的回归结果如图3所示,其中协作计划1至协作计划4分别代表时变强度、首年与2015年均值强度、首年与2016年均值强度以及更换为事前高考人数的均值强度。与基准结果相比,各回归结果并无显著差异,说明上述问题并不会对结果产生明显影响,进一步证明了基准回归中自变量构造方式的稳健性。^①

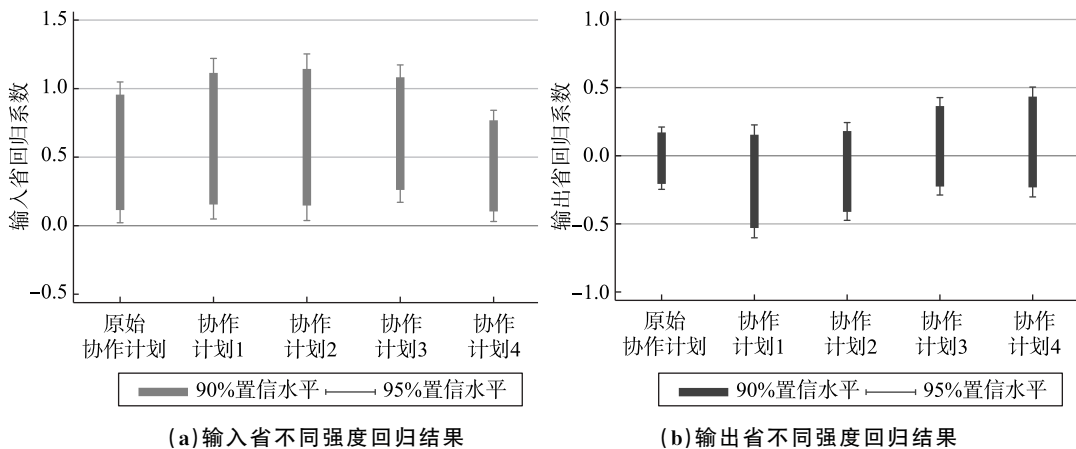


图3 不同政策强度回归结果对比

注:“原始协作计划”为首年与2017年政策强度均值;“协作计划1”变量为随省份-时间变化的政策强度,缺失名额由线性插值法计算所得;“协作计划2”和“协作计划3”变量分别为政策首年与2015年以及2016年政策强度均值,缺失名额由线性插值法计算所得;“协作计划4”变量为使用政策前一年高考参与人数计算的政策首年与2017年强度均值,

公式(1)为 $ratio_{i,p} = \frac{\text{协作计划分配名额(本科+专科)}_{i,p}}{\text{参与高考人数}_{firstyear-1,p}}$,其余公式保持不变^②。

(二) 基于面板数据的稳健性检验

为了进一步降低估计偏误,本文将相同城市样本的高中入学率在各中考时点进行了加总平均,通过构造城市-年份面板数据来估计协作计划的政策效果,该方法能够部分排除提前与推迟上学^③以及城市层面其他混杂因素的影响。回归结果如表3第(1)列和第(2)列所示。同时,在使用双向固定效应模型(TWFE)进行估计时,政策效果会因个体处理时长或者处理时点的不同而产生差异,导致估计结果存在偏误(Goodman-Bacon, 2021; Callaway and Sant'Anna, 2021; 刘冲等, 2022)。为解决 Staggered DID 中存在的问题,本文采用以下两种方式:首先,本文参考 Callaway and Sant'Anna(2021)的方法,计算了组别-时期加权处理效应;其次,为检验本文强度变量的稳健性,本文参考 Gardner(2021)的方法,使用两阶段 DID 模型进行了检验。第(3)列至第(5)列估计结果显示,上述两种方式均能证明基准回归结果是较为稳健的。

^① 详细回归结果详见附录Ⅲ。

^② 由于数据缺失问题,对于首次实施政策年份为2008年的省份,“协作计划4”使用的参与高考人数年份为2008年当年。

^③ 本文也针对提前与推迟上学进行了稳健性检验,具体详见附录Ⅲ。

表3 基于面板数据的稳健性检验

类别	基准回归		组别-时期加权处理效应	两阶段 DID	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Panel A. 输入省					
协作计划(0-1)	0.0210*		0.0503*	0.148***	
	(0.0113)		(0.0285)	(0.0346)	
协作计划(强度)		0.646***			1.076***
		(0.190)			(0.223)
控制变量	是	是	是	是	是
固定效应	是	是	是	是	是
Panel B. 输出省					
协作计划(0-1)	-0.00169		-0.0105	-0.0188	
	(0.0130)		(0.0594)	(0.0216)	
协作计划(强度)		0.0319			0.0393
		(0.234)			(0.142)
控制变量	是	是	是	是	是
固定效应	是	是	是	是	是
样本量	2 916	2 916	2 910	2 916	2 916

注:该部分所使用面板数据为未匹配父母信息的截面数据在城市-中考时点层面加总平均所得。其中,“协作计划(0-1)”表示该市所在省份是否实施协作计划的0-1变量;“协作计划(强度)”表示该市所在省份的协作计划强度。

(三) 来自微观调查数据的证据

本文还利用了微观调查数据来进一步验证基准结果的稳健性。尽管微观调查数据样本量较小,但数据中包含了个体参与中考的准确时点,且不会因匹配父母信息而损失数据量。鉴于单个微观数据库所能够提供的样本量有限,本文将中国家庭追踪调查(CFPS)数据、中国劳动力动态调查(CLDS)数据以及中国综合社会调查(CGSS)数据进行了合并。^①为排除户口迁移而导致的调查时点与中考时点户籍地不统一的情况,本文删除了户籍迁移样本。除此之外,本文进一步将个体参与中考时的年龄限定在13—17岁,并将中考时点限定在1995—2017年。^②为排除不同数据库之间的统计差异,本文进一步加入了数据库乘以调查年份的双向固定效应。回归结果详见表4,可以发现在更换数据库后,均值强度与时变强度估计结果与基准回归仍较为相似,进一步验证了基准结果的稳健性。

^① 其中,CFPS数据库使用年份为2010、2012、2014、2016、2018及2020年;CLDS数据库使用年份为2012、2014、2016以及2018年;CGSS数据库使用年份为2003、2005、2006、2008、2010、2011、2012、2013、2015、2017、2018及2021年。

^② 微观调查数据描述性统计详见附录Ⅲ。

表4 微观调查数据回归结果

类别	输入省		输出省	
	(1)	(2)	(3)	(4)
协作计划(均值)	0.492*		0.364	
	(0.239)		(0.216)	
协作计划(时变)		0.967**		0.361
		(0.343)		(0.301)
控制变量	是	是	是	是
固定效应	是	是	是	是
样本量	10 851	10 851	17 055	17 055
拟合优度	0.223	0.223	0.220	0.220

注:控制变量包括性别、户口性质、中考时年龄、是否为汉族以及父母教育水平;固定效应包括省份控制变量_2007×队列固定效应、数据库×调查年份固定效应、队列固定效应、省份固定效应。

此外,本文还针对提前与推迟上学、人口影响因素、其他政策干扰、安慰剂检验、政策滞后效应以及聚类层级等方面进行了稳健性检验,详见附录Ⅲ。

五、异质性分析

除地区间教育公平外,政策是否缩小了地区内不同群体间的教育差异是检验政策合理性的另一重要方面,为此本文进行了如下异质性分析。

(一) 基于家庭内部的异质性分析

首先,中国传统家庭教育观念中普遍存在望子成龙的性别观念,男孩偏好是影响家庭对子女人力资本投资的重要因素(孙妍等,2018),其所带来的机会不平等也是导致女性教育水平较低的重要原因。其次,子女数量的增加同样会稀释家庭对每一子女的教育重视程度(王伟同等,2021),子女数量越多,每个孩子所能获得的教育资源也就相对越少(刘生龙和靳天宇,2020)。因而女性和非独生子女往往在家庭教育中处于弱势地位。为此,本文探讨了教育机会对输入省家庭内部不同群体的影响。表5第(1)—(4)列给出了基于性别及家庭子女数量的异质性分析结果,可以发现教育机会的增加使得女性与非独生子女的高中参与率提高更多,表明协作计划促进了输入省家庭内部的教育公平。

(二) 基于代际的异质性分析

教育均衡政策的根本目的是弥补不同群体间的教育机会差异,让受教育者更少受到家庭背景因素带来的约束和影响。如果协作计划更有利于低教育家庭子女的教育发展,则意味着教育机会横向转移在弥补地区差异的同时,也提高了社会整体的教育代际流动水平。基于上述考虑,本文以父母平均受教育年限为划分依据进行分样本回归,表5第

(5)—(6)列回归系数显示,教育机会的增加对于低学历家庭子女的高中参与率影响更为显著,也即协作计划提升了输入省的教育代际流动水平。

表5 异质性分析

类别	输入省					
	男性	女性	独生	非独生	高学历家庭子女	低学历家庭子女
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
协作计划	0.400 (0.2316)	0.772** (0.357)	0.0956 (0.119)	0.646* (0.305)	0.224 (0.346)	0.699*** (0.209)
控制变量	是	是	是	是	是	是
固定效应	是	是	是	是	是	是
样本量	63 152	42 601	30 318	75 435	17 683	88 070
拟合优度	0.160	0.147	0.225	0.131	0.092	0.095
组间差异	0.372		0.551		0.475	
经验 p 值	0.094*		0.028**		0.0923*	

注:本文利用母亲生育数量与数据库中实际子女数量来判断家庭子女数量。家庭平均教育年限大于9年的为高学历家庭,小于的为低学历家庭。参考连玉君和廖俊平(2017)的方法,本文计算了组间系数差异的显著性,各组抽样次数均为3 000次,下同。

本文同样对输出省进行了上述异质性分析。结果显示协作计划对于上述分组回归均不显著。详见附录IV。

六、机制分析

基准回归结果表明,协作计划提高了输入省的人力资本水平,且并不会对输出省产生影响,总体上实现了帕累托改进。针对上述结论,本文对其原因及机制进行了进一步讨论。

(一) 基于教育预期的机制分析

教育预期是影响人力资本投资意愿的重要因素(Lekfuangfu and Odermatt, 2022)。一方面,教育机会的变动会直接影响个体本身的预期,进而改变其现阶段的教育决策;另一方面,子女的教育决策同样会受到父母的影响,子代教育水平的提升也可能是父代对于子代教育预期的提高所导致的。基于以上分析,本文利用2010—2020年CPFS个人及少儿数据库构建个体层面的混合截面数据,分别探讨了协作计划对于个体教育预期,以及父母对子女教育预期的影响。回归结果如表6所示^①,总体来看,协作计划能够显著提高输入省个体以及父母对于子女的教育预期,而对输出省并不会产生显著影响,该结果从教育预期的角度对本文机制猜想提供了证据。

^① 个体及父母对子女教育预期取值范围均为1—7,其中1代表小学,2代表初中,3代表高中,4代表大专,5代表本科,6代表研究生,7代表博士。为解决部分处理组在调查期内缺少事前样本的问题,本文使用多种方式对部分样本进行了筛选处理,样本筛选后回归结果详见附录V。

表6 基于教育预期的机制分析

因变量	输入省		输出省	
	个体预期	父母对子女预期	个体预期	父母对子女预期
	(1)	(2)	(3)	(4)
协作计划	7.190** (2.633)	7.824*** (1.266)	-3.173 (5.834)	-3.011 (2.133)
个体及省份控制变量	是	是	是	是
调查时点及省份固定效应	是	是	是	是
样本量	15 481	12 270	15 613	9 579
拟合优度	0.167	0.097	0.199	0.121
数据来源	CFPS 个人库	CFPS 少儿库	CFPS 个人库	CFPS 少儿库

注:个体控制变量包括户口性质、民族(是否为汉族)、性别、年龄及父母教育水平;第(1)列和第(3)列省份控制变量包括省份层面的人口数、高中毕业人数、大学招生人数;第(2)列和第(4)列在此基础上进一步控制了省份高中招生人数与初中毕业人数,以此来排除教育环境因素的影响^①;上述省份控制变量均为对数形式。

(二) 基于政策群体差异的机制分析

结合前文政策背景,协作计划的本质是调节“普通”高等教育增量名额的地区分配情况,因而这种“边际”意义上的名额变动所影响的群体主要是决定是否上高中的“边际”考生。对于中西部地区,教育资源的匮乏使得受教育成本相对更高,因而人力资本投资意愿以及教育预期相对较低,这使得“边际”考生的占比更大,从而协作计划会产生明显的效果;而东部地区教育资源相对丰富,人力资本投资意愿以及教育预期也相对较高,所以部分“普通”高等教育名额的输出不会明显改变其受教育意愿。^②而如果政策主要是对“边际”考生产生影响,那么在输入省内部,名额扩充应该会对教育资源相对匮乏地区(也即“边际”考生占比较高的地区)的影响更为显著。为验证上述观点,本文以户籍性质^③、个体所在城市是否为省会以及城市总体教育水平作为分组依据^④,探究政策效应是否存在群体异质性。表7结果显示,协作计划对输入省农村户籍、非省会以及低教育水平城市个体高中参与率的提升效果更为显著,证明了政策主要通过影响“边际”考生的教育决策来实现教育公平,同时也说明协作计划进一步缩小了输入省内不同地区教育水平差异,促进了教育的均衡发展。

^① 区别于个人数据库,少儿数据库中均为16岁以下个体,多数子代样本仍处于义务教育阶段,因而父母对子女的教育预期对于毕业与招生等教育环境因素更为敏感。

^② 本文分别对输入省与输出省教育预期情况进行了描述性统计,发现输出省教育预期显著高于输入省,具体详见附录V。

^③ 由于2015年普查数据中并未调查个体的户口性质,因此本文以父亲是否拥有农村土地承包权来判断子代户籍情况。

^④ 一般而言,农村地区和非常会城市的教育资源要普遍低于非农村地区以及省会城市,且城市总体教育水平也会在一定程度上影响个体的教育投资意愿及预期水平。

表7 基于政策群体差异的机制分析

类别	输入省					
	农村	非农村	省会	非省会	低教育水平城市	高教育水平城市
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
协作计划	0.736*** (0.228)	-0.0879 (0.302)	-0.650 (0.965)	0.659** (0.232)	0.749*** (0.211)	0.399 (0.378)
控制变量	是	是	是	是	是	是
固定效应	是	是	是	是	是	是
样本量	85 940	19 813	9 677	96 076	55 300	47 745
拟合优度	0.117	0.148	0.203	0.156	0.154	0.173
组间差异	-0.824		1.310		-0.350	
经验 p 值	0.008***		0.002***		0.0983*	

注:户籍性质依据父亲是否拥有农村土地承包权来判断。为避免政策对地区教育水平产生影响,本文利用2005年人口普查数据计算了各城市26岁及以上群体中,拥有大学及以上学历的人口占比,通过该数值是否高于其所在省份中位数来区分高低教育水平城市。

七、进一步分析

教育机会能否提高人力资本的长期表现是检验政策有效性的核心内容。基于此,本文从教育年限、职业层级以及收入层级三个方面来探讨政策的长期收益。为保证估计结果的准确性,本文仅保留了样本期内中考到高考的全过程均会被政策覆盖以及均不会被政策覆盖的样本^①;为避免个体居住地与户籍地不统一所导致的估计偏误,本文进一步控制了居住地省级固定效应。表8估计结果显示,协作计划名额占比每增加10个百分点会使得个体受教育年限增加约1.3年左右,从事高层级职业的概率增加约3个百分点^②,收入层级提升约8个百分点^③。结果证明协作计划在个体教育、职业以及收入等方面所表现出的长期收益同样是较为可观的。

表8 政策的长期效应

因变量	输入省		
	教育年限	工作层级	收入层级
	(1)	(2)	(3)
协作计划	13.03*** (1.795)	0.321* (0.153)	0.809** (0.371)

① 具体原理及处理方式详见附录VI。

② 参考周兴和张鹏(2015)的做法,本文将职业划分为七个阶层,并以前两类作为高层级职业类型,这七个职业类型从高到低依次为:①党的机关、国家机关、群众团体和社会组织、企事业单位负责人;②专业技术人员;③办事人员和有关人员;④社会生产服务和生活服务人员;⑤生产制造及有关人员;⑥不便分类的其他从业人员;⑦农林牧渔业生产及辅助人员。

③ 为避免收入统计口径问题,本文计算了个体的收入层级,计算方式为收入的百分位排序/100。

(续表)

因变量	输入省		
	教育年限	工作层级	收入层级
	(1)	(2)	(3)
控制变量	是	是	是
固定效应	是	是	是
样本量	64 673	54 160	7 321
拟合优度	0.227	0.054	0.275
数据来源	普查数据		微观调查数据

注:为排除在学以及辍学样本对个体教育年限的影响,第(1)列仅保留已毕业样本;为排除在学样本对个体职业的影响,第(2)和第(3)列仅保留非在学且有工作样本;第(3)列还控制了个体获得收入时的年龄,以缓解工作时长对于收入的影响。为避免年龄与进入劳动力市场时间而导致的估计偏误,本文还对部分年轻样本做了删除处理,具体详见附录VI。

此外,本文还进一步评估了政策的经济意义,结果详见附录VII。

八、政策启示和讨论

基于以上研究,本文政策启示如下:第一,缩小地区间教育机会差异是实现人力资本均衡发展的重要举措。因此要进一步化解教育资源区域壁垒,结合实际情况合理安排优质教育资源倾斜力度,改善中西部地区教育质量,促进区域协调发展。第二,正确处理教育资源总量供给和分配方式之间的关系,是解决教育发展不平衡不充分问题所要考虑的重要议题。要以地区实际教育需求为导向,健全地区间教育机会“再分配”机制,提高资源分配效率。第三,个体主观层面的受教育意愿也是导致地区间教育水平差异的关键因素。各级政府在政策制定过程中要关注教育机会在人力资本投资中的激励作用,着力完善教育资助与帮扶机制,以此来改善弱势群体受教育意愿及教育预期,提高社会整体流动性水平。

参考文献

- [1] Bagde, S., D. Epple, and L. Taylor, “Does Affirmative Action Work? Caste, Gender, College Quality, and Academic Success in India”, *American Economic Review*, 2016, 106(6), 1495-1521.
- [2] Callaway, B., and P. H. C. Sant’Anna, “Difference-in-Differences with Multiple Time Periods”, *Journal of Econometrics*, 2021, 225(2), 200-230.
- [3] Chen, Y., Z. Fan, X. Gu, and L.-A. Zhou, “Arrival of Young Talent: The Send-Down Movement and Rural Education in China”, *American Economic Review*, 2020, 110(11), 3393-3430.
- [4] Chetty, R., and N. Hendren, “The Impacts of Neighborhoods on Intergenerational Mobility I: Childhood Exposure Effects”, *The Quarterly Journal of Economics*, 2018, 133(3), 1107-1162.
- [5] Chetty, R., N. Hendren, and L. F. Katz, “The Effects of Exposure to Better Neighborhoods on Children: New Evidence from the Moving to Opportunity Experiment”, *American Economic Review*, 2016, 106(4), 855-902.

- [6] 丁冬、郑风田,“撤点并校会造成入学率下降吗——基于1996—2009年全国省级面板数据”,《中国人民大学教育科学》,2013年第3期,第111—121页。
- [7] Duflo, E., “Schooling and Labor Market Consequences of School Construction in Indonesia: Evidence from an Unusual Policy Experiment”, *American Economic Review*, 2001, 91(4), 795-813.
- [8] 范子英,“财政转移支付与人力资本的代际流动性”,《中国社会科学》,2020年第9期,第48—67+205页。
- [9] Gardner, J., “Two-Stage Difference-in-Differences”, *Working Paper*, 2021.
- [10] Goodman-Bacon, A., “Difference-in-Differences with Variation in Treatment Timing”, *Journal of Econometrics*, 2021, 225(2), 254-277.
- [11] 高跃光、范子英,“财政转移支付、教育投入与长期受教育水平”,《财贸经济》,2021年第9期,第20—34页。
- [12] Lekfuangfu, W. N., and R. Odermatt, “All I Have to Do Is Dream? The Role of Aspirations in Intergenerational Mobility and Well-Being”, *European Economic Review*, 2022, 148, 104193.
- [13] 连玉君、廖俊平,“如何检验分组回归后的组间系数差异?”,《郑州航空工业管理学院学报》,2017年第6期,第97—109页。
- [14] 梁超、王素素,“教育公共品配置调整对人力资本的影响——基于撤点并校的研究”,《经济研究》,2020年第9期,第138—154页。
- [15] 林文炼、李长洪,“‘入学年龄规定’会产生教育不平等吗?——来自1986年〈义务教育法〉的证据”,《经济学》(季刊),2020年第3期,第959—976页。
- [16] 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”,《数量经济技术经济研究》,2022年第9期,第177—204页。
- [17] 刘瑞明、焦豪、石阳,“高校招生均等化政策改革与生源质量提升”,《经济研究》,2021年第7期,第178—194页。
- [18] 刘精明,“高等教育扩展与入学机会差异:1978~2003”,《社会》,2006年第3期,第158—179+209页。
- [19] 刘生龙、靳天宇,“生育数量是否影响子女受教育水平:来自人口抽样调查的证据”,《世界经济》,2020年第10期,第121—143页。
- [20] 李春玲,“高等教育扩张与教育机会不平等——高校扩招的平等化效应考查”,《社会学研究》,2010年第3期,第82—113+244页。
- [21] 李春玲,“教育不平等的年代变化趋势(1940—2010)——对城乡教育机会不平等的再考察”,《社会学研究》,2014年第2期,第65—89+243页。
- [22] 卢盛峰、陈思霞、张东杰,“教育机会、人力资本积累与代际职业流动——基于岳父母/女婿配对数据的实证分析”,《经济学动态》,2015年第2期,第19—32页。
- [23] 吕炜、刘国辉,“中国教育均等化若干影响因素研究”,《数量经济技术经济研究》,2010年第5期,第20—33页。
- [24] 马光荣、纪洋、徐建伟,“大学扩招如何影响高等教育溢价”,《管理世界》,2017年第8期,第52—63页。
- [25] 马光荣、孟源祎,“财政转移支付的资本化与福利分化效应”,《经济研究》,2022年第9期,第65—81页。
- [26] 彭拥军、杨伟艺,“公平理念下高等教育机会分配的配额悖论”,《大学教育科学》,2023年第1期,第48—59页。
- [27] 孙妍、林树明、邢春冰,“迁移、男孩偏好与教育机会”,《经济学》(季刊),2018年第1期,第189—208页。
- [28] 王伟同、周洪成、张妍彦,“看不见的家庭教育投资:子女升学压力与母亲收入损失”,《经济研究》,2021年第9期,第73—89页。
- [29] 邢春冰、孙妍、罗楚亮,“高等教育机会与高中阶段教育类型的选择”,《经济学》(季刊),2023年第1期,第142—158页。
- [30] 许玲丽、李雪松、周亚虹,“中国高等教育扩招效应的实证分析——基于边际处理效应(MTE)的研究”,《数量经济技术经济研究》,2012年第11期,第116—129+160页。
- [31] Yang, W., and L. Chen, “Political Capital and Intergenerational Mobility: Evidence from Elite College Admissions in China”, *Chinese Journal of Sociology*, 2016, 2(2), 194-213.
- [32] 张莞洺,“我国基础教育财政公平与财政中性的定量测度”,《数量经济技术经济研究》,2013年第5期,第61—74页。

- [33] 张翕、陆铭,“提高回报 激发需求——改善中国农村教育的空间政治经济学”,《学术月刊》,2019年第4期,第54—64页。
- [34] 周兴、张鹏,“代际间的职业流动与收入流动——来自中国城乡家庭的经验研究”,《经济学》(季刊),2015年第1期,第351—372页。

Horizontal Transfer of Educational Opportunities Promotes Human Capital Development in Central and Western China

WANG Weitong LONG Zhouhong* XU Ronghe

(Dongbei University of Finance and Economics)

Abstract: Utilizing the 2008 Central and Western Region Supportive Enrollment Collaboration Plan as a shock and the Cohort Difference-in-differences identification strategy, we find that a 10-percentage-point increase in policy quotas will raise the participation rate of high school in the midwest region by about 5 percentage points, promoting regional educational equity. Mechanism analysis reveals that the policy elevates educational expectations, thereby increasing educational willingness; we also demonstrate from a group differences perspective that the policy promotes educational equity primarily by improving the situation of individuals in resource-poor regions. Moreover, improved educational opportunities also increase educational years, occupational status, and income levels.

Keywords: equity of opportunity; enrollment collaboration plan; human capital

JEL Classification: A21, I28, J24

* Corresponding Author: LONG Zhouhong, Institute for Northeast Full Revitalization, Dongbei University of Finance and Economics, Dalian, Liaoning 116021, China; Tel: 86-17862920305; E-mail: 1147288369@qq.com.