

高考综合改革的主观公平效应评估： 城乡差异视角

陈铭聪，孙琪琪

[摘要]本文基于中国社会状况综合调查(CSS)和中国家庭追踪调查(CFPS)两套微观数据，采用双重差分方法，考察高考综合改革对居民教育公平感知的影响。实证结果显示：改革显著提高了居民对于高考制度的公平感知，但该效果仅限于城镇居民，而对农村居民影响较小。进一步的机制分析表明了城乡差异的产生原因，即改革相对加重了农村学生的学业压力以及家庭的影子教育负担，进而降低农村孩子自身的教育期望以及家长对孩子的教育期望。本文结果表明高考综合改革仍有完善的空间，必须警惕看似公平的教育制度下的“不公平”现象，亟需进一步加强对于农村地区非义务教育阶段的财政投入。

[关键词]高考综合改革；教育公平；城乡差异

一、引言

党的二十大报告指出，要“办好人民满意的教育”“促进教育公平”。教育不公平会造成许多不良后果，比如降低民众信任水平、阶层流动性和经济社会发展潜力等(吕炜等，2020；杨成荣等，2021)。教育改革对于实现教育公平，促进社会流动具有重要意义(Bai and Jia, 2016；姚遂和石笑楠，2019)。高考作为我国一项重要的考试制度，具有选拔优秀人才、畅通阶层流动以及维护社会稳定的多重作用，其公平性一直是社会各界关注的焦点。自1977年恢复高考以来，高考政策不断改进完善，在考试招生、考试科目等方面进行

[收稿日期] 2023-10-07

[基金项目] 国家社会科学基金项目“连续处理效应的异质性分析及其在政策评估中应用研究”(21BTJ037)。

[作者简介] 陈铭聪，厦门大学经济学院，电子邮箱地址：chenmc111@126.com；孙琪琪(通讯作者)，厦门大学经济学院，电子邮箱地址：gigisun8776@163.com。

动态调整，形成了较为公平的高校招生考试制度。

但是，高考招生制度作为一种应试考试制度，也存在诸多不足，比如考试内容教材化，阻碍学生发散思维；考试形式单一化，无法全面检测考生的综合素质；录取标准教条化，一考定终身使学生学习负担过重；加分造假、违规招生现象时有发生(林其天，2010)。此外，非“兴趣导向”的升学考试还引致家长送孩子出国留学，来避免国内教育体系中潜在的弊端，再现社会和教育特权，从而加剧教育结果不平等现象(Zhou et al., 2019)。

随着对包括高考制度在内的教育制度的批评不断增多，教育改革也因此加快了进程。2010年7月，政府出台了《国家中长期教育改革和发展规划纲要(2010—2020年)》，明确提出“推进考试招生制度改革”“逐步形成分类考试、综合评价、多元录取的考试招生制度”，旨在改善当时的应试教育取向，提高学生学科选择的多样性。2014年9月，党的十八届三中全会通过了《国务院关于深化考试招生制度改革的实施意见》(以下简称《实施意见》)，标志着新一轮考试招生制度改革全面启动。《实施意见》就深化考试招生制度改革提出五大任务，其中一项提出“启动高考综合改革试点，改革考试科目设置，改革招生录取机制”。此后，各省积极响应《实施意见》，加快推进试点工作。

高考制度改革以来取得瞩目成效，试点经验逐步制度化，考试形式日趋灵活化，招生录取模式日渐多样化，教育考试机构建设也日益专业化(黄巨臣和李乐帆，2022)。不少学者采用问卷调查法或访谈法来定量分析高考综合改革的实施成效，评估内容涵盖考生应试压力(张雨强等，2019)、学科选择(金红昊和鲍威，2021)、大学学业表现(王新风，2020)以及教师工作量(蒋帆等，2021)等方面。但仍鲜有文献定量考察高考综合改革的公平效应，尤其是居民的主观公平感知。此外，李春玲(2014)考察教育不平等的年代变化趋势发现，高中及其他高级中等教育的城乡机会不平等正持续上升。城乡之间存在的阶层壁垒与信息鸿沟也对考生选考决策带来巨大挑战(鲍威等，2019)。由此，在考察教育改革政策时必须考虑到城乡群体可能具有的福利差异性。那么，高考综合改革能否提高居民的教育公平感知？其对居民公平感知的影响是否存在城乡异质性？高考综合改革又是通过哪些渠道影响居民的教育公平感知？解析这些问题，不仅可为全面认识高考改革的实施成效提供现实依据，还能为应对教育公平问题提供政策启示。

本文可能的边际贡献包括以下几方面。第一，研究视角上，以往研究就高考综合改革对于学生科目选择和学校应对等问题予以了充分关注，但鲜有文献评估其公平效应。本文通过定量方法评估了高考综合改革对城乡居民教育公平感知的影响，将研究视角由学生学习行为拓宽至居民主观福利层面。

第二,研究方法上,相比已有采用单一时点的访谈法、小规模问卷调查进行描述性分析的文献,本文以两套大型多时期入户调查数据为基础,将高考改革试点省市作为实验组,结合政策实施前后时间维度的差异,采用双重差分模型识别高考改革与居民教育公平感知的因果关系,以更好排除由小规模问卷调查所造成的样本选择偏差问题,从而得到可信的估计结果。第三,机制探讨上,本文实证检验了高考综合改革何以造成城乡居民教育公平感知的差异,为更好促进高考综合改革发挥公平效应提供相关政策支撑。

二、政策背景与文献评述

(一)政策背景

2014年9月,党的十八届三中全会通过《实施意见》后,上海、浙江率先启动,成为第一批高考综合改革试点。此次改革的核心内容在于将高考科目设置为“3+3”模式:3门必考+3门选考,并且文理不分科,打破传统理科考“物化生”、文科考“史地政”的限制。此外,改革内容还包括外语科目一年多考、将高中学业水平测试成绩纳入高考、对学生实行综合素质评价、取消高考奖励性质加分、逐渐取消高考录取批次等。2017年9月,北京、天津、山东、海南第二批改革试点顺利启动,考试模式也是“3+3”。随后几年,其余省份结合前期试点经验陆续开展改革工作。目前,高考综合改革实行省份已有5批,共29个。^①

从改革的具体内容来看,高考综合改革影响居民教育公平感知的很重要的一项举措就是通过提高选科自主性来改善学生的学习意愿、提升学业投入度,从而产生教育公平效应(金红昊和鲍威,2021)。科目选考打破了文理分科的局面,历史、地理、政治、物理、化学、生物等成为考生可以根据自身需要而加以取舍的科目,尤其是“6选3”的模式提供了20种可供学生选择的组合,学生选科的自由度得到了极大的提升。此外,高考改革可能影响人们公平感知的另外一个要素是综合评价招生模式的推广。^②不同于以往带有鲜明的“精英”偏好的传统自主招生模式,综合评价的“个人自荐”模式兼顾了不同区域、不同阶层考生群体的利益,一定程度上缓解了由报考机会不公平造

^① 资料来源: http://www.moe.gov.cn/fbh/live/2022/54835/mtbd/202209/t20220915_661438.html。

^② 2007年,中南大学率先在湖南开展“综合评价录取”招生模式改革试点工作;2011年,浙江省进行了“三位一体”招生模式改革试点。

成的利益冲突，让弱势群体有了向上流动的渠道(吕慈仙和乐传永，2014)。新高考改革后，进一步探索综合评价招生模式成为高考综合改革试点工作的重要组成部分，即“两依据，一参考”的多元录取机制(杜瑞军和钟秉林，2021)。

(二)文献评述

已有许多研究考察了我国教育法规 and 政策的公平效应，如《义务教育法》、农村免费义务教育政策、高校扩招、异地高考等。一方面，对于中小学阶段的政策而言，林文炼和李长洪(2020)发现《义务教育法》中的入学年龄规定会产生教育不平等效应，显著降低受影响而推迟入学的学生入读高中的概率。相关研究发现，由《义务教育法》外生增加的父辈受教育年限不能影响子辈的教育表现，教育代际流动性没有因此改善(周颖等，2021)，且这种教育政策的失灵主要体现在农村地区(Guo et al.，2019)。贾婧等(2021)发现异地中考改革有利于流动人口子女获得平等的受教育机会，并且政策对不同流动身份和迁移类型的流动人口子女教育的影响存在差异。李娟等(2023)发现中小学教师职称制度改革显著提高试点地区儿童成年后的人力资本水平，且对所在地区经济发展水平较低的个体影响更大。张川川和王玥琴(2022)、周子焜等(2023)的研究发现教育减负政策在减轻学生课外学习负担方面的作用较为有限，且可能加重教育不平等。

另一方面，从高等教育阶段的政策来看，已有研究主要集中在高校扩招政策。杨奇明和林坚(2014)发现20世纪末的大学扩招未能实现教育机会的全面均等化，中等及高等教育机会不均等仍持续甚至大幅上升。彭骏和赵西亮(2022)的研究表明大学扩招政策显著提高了农村家庭的教育代际流动性，但对城镇家庭的教育代际流动性影响不显著。聚焦到高考改革方面，张冀南和刘思琦(2012)以2007年山东省推行的“3+X+1”高考方案为切入点，基于山东省某县级市高考考生数据进行分析，发现基本能力测试的加入对农村考生的高考成绩造成了较为显著的不利影响。就本文所关注的高考综合改革而言，定量研究该政策的公平效应的文献并不多，仅徐娜(2020)研究了新高考改革前后入学机会的性别差异。

以上文献主要基于客观视角来分析教育政策的实施效果，而与本文更为密切相关的另一支文献是从主观视角来考察教育政策的公平效应。吕炜和魏胜广(2019)发现就近入学政策能显著提高居民教育满意度。龚锋等(2021)采用模糊断点回归分析方法，发现高校扩招显著提升了中国高等教育的入学机会并提升了受益群体的教育公平感知和收入公平感知，但同时也降低了该群体对阶层流动的公平感知，从而降低了他们对社会总体公平的认同度。刘文(2021)对2013—2019年中国居民的教育公平感进行了对比分析，发现居民

高考制度公平感呈现上升趋势。这无疑引发我们的思考，这种公平感知的上升是否是高考综合改革政策带来的影响？其影响是否对城乡居民具有异质性作用？又是通过何种渠道引致？为厘清高考改革与公平感知之间的因果关系，本文以双重差分模型识别高考改革的政策效果，以得到较为可靠的结论。

三、研究设计

(一)数据来源

本文基准回归使用的数据是由中国社会科学院社会学研究所负责并组织实施的“中国社会状况调查”(China Social Survey, CSS)数据,样本期选取为2013—2017年三期,构成混合截面数据。由于CSS2013和CSS2017这两次调查恰好处于两批高考综合改革政策试点推行的前后,因而符合准自然实验设计在政策期限上的要求。只考察2014年和2017年前两批试点效果的原因在于,2018年第三批试点与前两批试点政策实行的差异较大,科目范围相当于由“3+3”调整到“3+1+2”,会在一定程度上弱化学生选择大学专业的自由度以及降低学生对录取结果的满意度(刘海峰等,2023),因而本文将第三批试点的影响排除掉,得到较为“干净”的识别。对于其他变量,主要剔除无效缺失值以及回答“不知道”的观测,最终得到样本观测24258个,其中城镇样本为12762个,农村样本为11496个。

在机制分析部分,补充采用2012—2018年由北京大学中国社会科学调查中心(ISSS)开展的“中国家庭动态跟踪调查”(CFPS)四轮数据。^①该数据集使用分层抽样的方法,调查样本覆盖25个省/市/自治区,代表性较好,观测变量涵盖与本文研究主题相关的学生教育支出、教育期望变量以及家庭特征等信息。此外,考虑到政策对于学生自主选科的有效影响范围,我们主要保留了学习阶段处于初中及高中的样本,剔除其余学习阶段样本。

(二)回归模型

为识别高考综合改革对居民教育公平感的影响,本文将政策实施视为一项外生冲击,采用DID模型评估其影响效应。借鉴Duflo(2001)的研究,设置如下模型:

$$Fair_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 Gaokao_{jt} + \gamma Control_{ijt} + \mu_j + \nu_t + \epsilon_{ijt} \quad (1)$$

其中, $Fair_{ijt}$ 为被解释变量,代表省(直辖市) j 在 t 年个体 i 的教育公平

^① 因为CFPS的少儿卷与成人卷同时包含初中与高中学生信息,因而本文各年合并两个数据库进行处理。

感知程度。 $GaoKao_{jt}$ 是本文的核心解释变量，采用时间虚拟变量($Time$)和组别虚拟变量($Treated$)交乘的方式进行衡量。若某省(直辖市) j 在 t 年已被确立创建为高考综合改革试点，则 $GaoKao_{jt}$ 取值为1，否则为0。 $Control_{ijt}$ 表示控制变量集合，具体包括个体层面和地区层面两类控制变量。 μ_j 为地区固定效应，控制地区层面不随时间变化的特征。 ν_t 表示年份固定效应，控制个体共同面临的宏观政策冲击。 ϵ_{ijt} 为随机扰动项。该模型使得试点省市和非试点省市之间的特征差异、时间变化趋势等均得到有效的控制，从而能够得到高考政策效果的良好估计。

(三)变量说明

1. 被解释变量

被解释变量是教育公平感。本文采用CSS问卷题目所询问的居民对“当前高考制度公平”的评价来反映居民对于非义务教育阶段的教育公平感知程度。该变量取值1—4分，分别为“非常不公平”“不太公平”“比较公平”“非常公平”。

2. 核心解释变量

核心解释变量是高考综合改革试点($GaoKao_{jt}$)。 $GaoKao_{jt}$ 是时间虚拟变量($Time$)和组别虚拟变量($Treated$)的交乘项。时间虚拟变量的设定标准为高考改革试点设立之后的年份设置为1，之前的年份设置为0。组别虚拟变量的设定标准为将被设立为改革试点的省(直辖市)设置为1，非改革试点设置为0。本文将两批改革试点与CSS数据库所公布的受访者的地址信息进行逐一匹配，得到准自然实验中的实验组(处理组)。

3. 控制变量

具体从个体和家庭两个层面考虑控制变量的选取，同时还考虑了数据的可得性。其中，个体层面的控制变量参考刘文(2021)的研究，包括：年龄、性别、政治面貌、教育水平^①以及自评经济地位。地区层面的控制变量包括：地区经济水平(以人均GDP对数表征)、教育财政支出状况(以地方教育支出占一般预算支出比重表征)以及高中教育资源(以普通高中师生比表征)。地区层面的数据来源于《中国统计年鉴》以及《中国教育统计年鉴》。各变量的描述性统计如表1所示，其中控制组的样本量为20220个，实验组的样本量为4038个。从核心被解释变量来看，控制组与实验组的教育公平感知均值相差不大，但简单的组间数值比较并不能得出因果结论，需要进一步通过回归加

^① 按照原问卷的赋值方法，未上过学=1，小学=2，初中=3，高中=4，中专=5，职高技校=6，大学专科=7，大学本科=8，研究生=9。

以分析。

表 1 描述性统计

| | 控制组 (Treated=0) | | 实验组 (Treated=1) | |
|------------|-----------------|--------|-----------------|--------|
| | 均值 | 标准差 | 均值 | 标准差 |
| 教育公平感 | 2.995 | 0.720 | 2.947 | 0.716 |
| 年龄 | 45.730 | 13.874 | 44.566 | 13.855 |
| 性别(男性=1) | 0.449 | 0.497 | 0.471 | 0.499 |
| 政治面貌(党员=1) | 0.102 | 0.302 | 0.130 | 0.336 |
| 教育水平 | 3.462 | 1.995 | 3.966 | 2.147 |
| 自评经济地位 | 2.189 | 0.899 | 2.292 | 0.904 |
| 地区经济水平 | 10.746 | 0.340 | 11.228 | 0.259 |
| 教育财政支出 | 0.172 | 0.020 | 0.188 | 0.024 |
| 高中教育资源 | 14.477 | 2.007 | 12.015 | 1.884 |

四、实证分析结果

(一) 基准结果

本文首先检验高考综合改革对居民教育公平感知的整体影响。根据模型(1)进行双向固定效应估计,所得到的回归结果如表 2 的第(1)–(2)列所示。其中,第(1)列仅加入个体控制变量,第(2)列加入了其他可能影响居民教育公平感的地区控制变量。从第(1)–(2)列的回归结果来看,高考综合改革对居民教育公平感的影响系数在 5% 的显著性水平下为正值,表明改革切实提高了居民教育公平感。具体以第(2)列为例, Gaokao 的回归系数为 0.069,说明高考改革使个体的教育公平感上升了约 0.1 个标准差。分样本来看,城镇样本的回归结果如表 2 的第(3)–(4)列所示,农村样本的回归结果如表 2 的第(5)–(6)列所示。我们发现,高考改革的公平提升效应仅仅在城镇样本出现,而且系数的数值高于全样本回归(在 1% 的水平上显著)。^① 该结果初步表明,意图促进教育公平的高考综合改革反而在实践中带来了“不公平”现象,农村居民暂未感知到高考政策的“红利”。在基准回归的基础上,本

^① 城乡分组回归的 Chow Test 检验统计量为 5.38, P 值小于 0.01, 可认为两组系数存在显著差异。

文进一步采用一系列检验来考察上述结论的稳健性。

表2 高考综合改革对居民教育公平感的影响

| 变量 | 全样本 | | 城镇样本 | | 农村样本 | |
|----------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|---------------------|---------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| Gaokao | 0.064** (0.027) | 0.069** (0.027) | 0.136*** (0.029) | 0.133*** (0.030) | -0.067 (0.106) | -0.050 (0.105) |
| 年龄 | 0.004*** (0.000) | 0.004*** (0.000) | 0.003*** (0.001) | 0.003*** (0.001) | 0.006*** (0.001) | 0.006*** (0.001) |
| 性别 | 0.004 (0.008) | 0.004 (0.008) | -0.025* (0.014) | -0.026* (0.013) | 0.021* (0.012) | 0.022* (0.013) |
| 政治面貌 | 0.003 (0.021) | 0.003 (0.021) | 0.017 (0.022) | 0.017 (0.022) | -0.007 (0.030) | -0.007 (0.030) |
| 教育水平 | -0.033*** (0.003) | -0.032*** (0.003) | -0.028*** (0.003) | -0.027*** (0.003) | -0.019** (0.008) | -0.019** (0.007) |
| 自评经济地位 | 0.024*** (0.008) | 0.024*** (0.008) | 0.041*** (0.010) | 0.040*** (0.010) | 0.005 (0.008) | 0.006 (0.008) |
| 地区经济水平 | | -0.102 (0.092) | | -0.198* (0.111) | | 0.072 (0.163) |
| 教育财政支出 | | 0.137 (1.003) | | -0.587 (1.564) | | 0.952 (1.442) |
| 高中教育资源 | | 0.023 (0.016) | | 0.014 (0.022) | | 0.020 (0.025) |
| 地区固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 时间固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| R ² | 0.032 | 0.032 | 0.027 | 0.027 | 0.032 | 0.032 |
| 样本数 | 24258 | 24258 | 12762 | 12762 | 11496 | 11496 |

注：***、**、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的显著性水平上显著，括号内为聚类到省份层面的异方差稳健标准误，下表同。

(二) 稳健性检验

1. 平行趋势检验

DID 模型估计结果的有效性受到能否通过平行趋势检验的约束。即高考改革试点建立前，实验组和对照组的居民教育公平感不存在显著性差异。本

文在基准回归模型的基础上,采用事件分析法进行平行趋势检验(Beck et al., 2010)。具体的计量模型构建如下,其中 $Gaokao_{it}^k$ 是虚拟变量,代表高考改革实施的第 k 个问卷调查期^①,其中 β_k 表示各期的估计值。同时,在采用事件研究法进行平行趋势检验和动态效应分析时,为避免多重共线性的问题,往往需要设定一个基期作为比较对象。本文将高考改革试点创建的前一年作为基期以避免完全共线性。此时, β_k 的系数就代表了与高考改革试点创建前一年相比,实验组和对照组居民公平感知的差异。

$$Fair_{ij} = \beta_0 + \beta_k \sum_{k=-2}^2 Gaokao_{it}^k + \gamma Control_{ij} + \mu_j + \nu_t + \varepsilon_{ij} \quad (2)$$

对于城乡分样本平行趋势检验的结果分别展示于图1和图2。从中可以发现,两样本回归结果中以 β_{-2} 构造的95%置信区间均包含0,说明在高考综合改革试点设立前,实验组和控制组的教育公平感并不存在显著性差异,这表明本文通过了平行趋势检验,DID模型的估计结果具有一定的可信性。在高考改革试点设立后,相比于控制组,实验组的城镇居民教育公平感程度显著提高,而农村居民则有所下降,表现出截然不同的政策态度。从政策的动态性来看,高考改革对城镇居民教育公平感知的影响起到“立竿见影”的效果,且具有一定的时滞性。

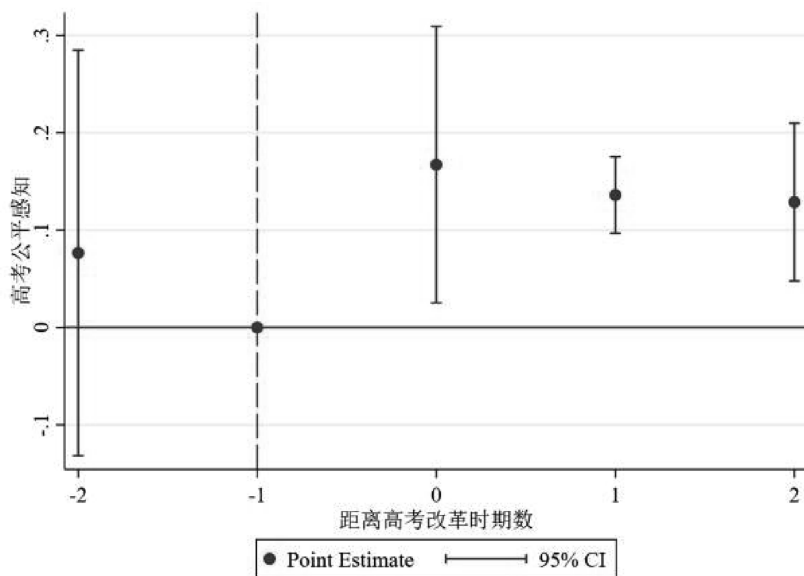


图1 平行趋势检验(城镇样本)

^① 比如对于2014年的政策,2013年问卷对应政策实施的前1期,2017问卷对应政策实施的后2期。

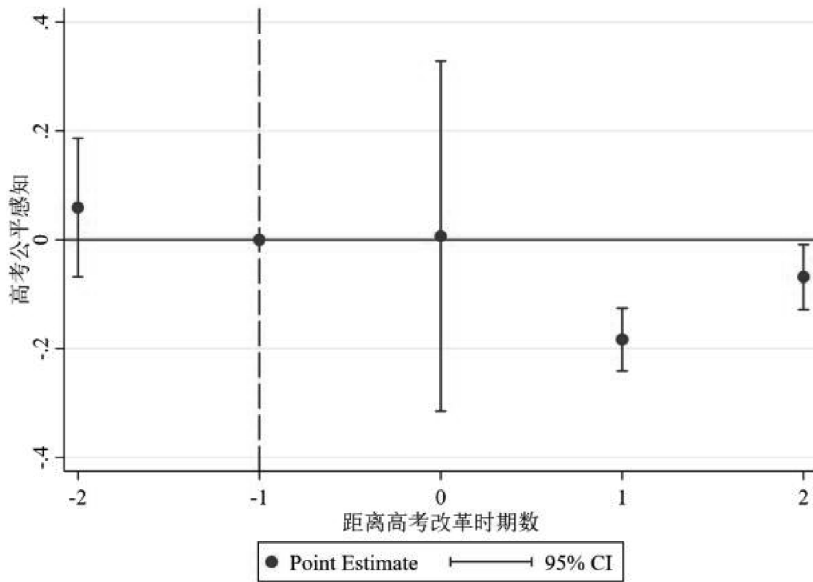


图 2 平行趋势检验(农村样本)

2. 安慰剂检验

运用 DID 模型评估高考综合改革对居民教育公平感影响的另一个担忧是前述所得结论可能是一种随机现象。为了防止基准回归结果是由于某些偶然因素驱动, 本文借鉴葛润和黄家林(2020)的方法进行了安慰剂检验。通过虚构政策时间进行估计, 如果虚构方式下估计量的回归结果依然显著, 那么就说明原来的估计结果很有可能存在偏误, 被解释变量居民教育公平感的变动很有可能是受到了其他教育政策实施或者随机冲击的影响。具体来看, 本文将两批高考改革试点创建的时间分别提前两年, 作为虚拟政策时点, 重新估计模型(1), 结果如表 3 所示。检验结果显示, 无论全样本还是城乡分样本, 随机设定高考改革试点的回归结果并不显著, 表明前述研究结论是比较可信的, 城镇居民教育公平感的提升确实是由改革所带来的。

表 3 安慰剂检验

| 变量 | 全样本 | | 城镇样本 | | 农村样本 | |
|--------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| Gaokao | -0.023 | -0.017 | 0.018 | 0.007 | -0.069 | -0.053 |
| | (0.029) | (0.028) | (0.037) | (0.037) | (0.044) | (0.043) |
| 个体控制变量 | 否 | 是 | 否 | 是 | 否 | 是 |
| 地区控制变量 | 否 | 是 | 否 | 是 | 否 | 是 |

续表

| 变量 | 全样本 | | 城镇样本 | | 农村样本 | |
|--------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| 地区固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 时间固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| R^2 | 0.011 | 0.032 | 0.012 | 0.026 | 0.013 | 0.032 |
| 样本数 | 24258 | 24258 | 12762 | 12762 | 11496 | 11496 |

3. 遗漏变量问题

尽管本文已经控制相关个体和地区变量，但高考综合改革与居民教育公平感之间的关系还可能受到其他遗漏变量的共同驱动，如地区教育文化氛围等不可观测因素。因此，本文借鉴 Altonji 等(2005)的边界检验方法来考察因可能遗漏重要不可观测变量而带来的内生性问题。具体做法为，首先构建两个不同的控制变量集合，其中一个仅控制有限变量，另一个控制所有变量。然后将这两个控制变量集合分别加入模型中回归，对于控制有限变量的核心解释变量系数估计值记为 β^R ，控制所有变量的核心解释变量系数估计值记为 β^F ，进一步构建如下指数：

$$Ratio = \left| \frac{\beta^F}{\beta^F - \beta^R} \right| \quad (3)$$

通过式(3)求得的 *Ratio* 越大，表明已经控制的相关变量对教育公平感知已经具有较强的解释力，遗漏变量的影响较小。本文共构造四个变量集合：无控制变量、控制个体层面变量、控制城市层面变量、控制所有变量。以前三个变量集合作为有限控制变量集合，则可得到三个 *Ratio*。我们仅考察核心回归系数显著的城镇样本，我们求得 *Ratio* 的最小值为 1.378，均值为 31.152。该结果表明，表示只有当遗漏变量的解释力度至少是全部控制变量的 1.378 倍，平均需要超过 31.152 倍，遗漏变量才能够对基准估计结果产生影响。因此，本文主要结论在考虑遗漏变量问题后仍然稳健。

(三) 异质性分析

1. 家庭社会经济地位

根据“有效维持教育不平等”假设 (Effectively Maintained Inequality, EMI)，教育不平等包括“数量”和“质量”两个维度，处于优势阶层的社会成员不仅追求较多的教育机会，还会追求较高的教育质量 (Lucas, 2001)。已有基于中国的实证研究发现家庭社会经济地位能够显著影响子女的升学路径，家庭社会经济地位越高的学生，越有可能进入重点学校 (吴晓愈, 2013)。而在

高考改革背景下，优势家庭的家长会对这一复杂的教学系统有更清晰的了解和关切，那么他们就能在其中为孩子谋取质量更好的教育(选科策略、综合能力培训等)。相关问卷的调查结果也初步验证了文化资本和社会经济地位在新高考实践中产生的“马太效应”(张雨强等，2019)。为此，本文进一步验证不同阶层家庭在高考改革后感知教育公平的差异性。将调查数据中自评经济地位取值为1和2的群体设为“社会地位较低”组，将剩余个体设为“社会地位较高”组，分样本回归结果如表4所示。通过对比(1)和(2)列的回归系数可以发现，对于社会地位较高的城镇居民，其教育公平感更高。而对于农村样本，无论个体社会经济地位在何种水平，高考改革依然未起到显著效果。由此说明，教育改革实践中可能存在“精英俘获”现象，EMI假设得到一定程度的支持。

表4 高考综合改革对居民教育公平感的异质性影响：家庭社会经济地位

| 变量 | 城镇样本 | | 农村样本 | |
|--------|------------------|---------------------|------------------|-------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) |
| Gaokao | 0.061 (0.039) | 0.204*** (0.160) | 0.025 (0.121) | -0.113 (0.097) |
| 个体控制变量 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 地区控制变量 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 地区固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 时间固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| R^2 | 0.028 | 0.034 | 0.035 | 0.036 |
| 样本数 | 7234 | 5528 | 6727 | 4769 |

注：第(1)–(2)列分别代表“社会地位较低”组和“社会地位较高”组，第(3)–(4)列同理。

2. 教育财政能力

考虑到各省份的教育投入存在较大差异，且省份内部教育经费配置并不均等，学校之间、群体之间教育资源差距较大(袁连生和何婷婷，2019)。内部的教育资源分配不均等可能会对居民的教育公平感知造成差异性影响，需进一步检验。我们根据各省份的教育财政支出比重的中位数将样本划分为“教育财政能力较低”组和“教育财政能力较高”组，分样本回归结果如表5所示。第(1)和(3)列的结果表明，对于教育财政能力较低的地区，高考改革后城镇居民的教育公平感更高，而农村居民的教育公平感更低。相关证据表明，乡村基础教育资源在分配整体的劣势突出，无论是教育投入还是教育质量都要

劣于城市(陈斌开等, 2010; 文军和顾楚丹, 2017)。因此在财政能力不足的情况下, 教育资源更可能向城镇地区倾斜, 从而造成了改革后居民教育公平感知变化的差异性。由此说明, 不仅需要加强对于农村地区义务教育阶段的财政投入, 还应关注非义务教育阶段的财政投入, 深入推进城乡非义务教育一体化发展, 进一步缩小城乡差距。

表5 高考综合改革对居民教育公平感的异质性影响: 教育财政能力

| 变量 | 城镇样本 | | 农村样本 | |
|--------|---------------------|------------------|---------------------|------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) |
| Gaokao | 0.237*** (0.066) | 0.039 (0.089) | -0.345** (0.128) | 0.029 (0.098) |
| 个体控制变量 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 地区控制变量 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 地区固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 时间固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| R^2 | 0.027 | 0.030 | 0.035 | 0.038 |
| 样本数 | 6437 | 6325 | 5759 | 5737 |

注: 第(1)–(2)列分别代表“教育财政能力较低”组和“教育财政能力较高”组, 第(3)–(4)列同理。

五、影响机制分析

(一) 学生学业压力

城乡居民为何对高考改革的主观反应出现差异? 我们进一步以学生群体作为研究对象切入, 首先考虑改革可能带来的城乡学生学业压力差异。在新的高考改革中, 实行“两依据、一参考”综合评价方案, 即指依据统一高考成绩和高中学业水平考试成绩, 参考学生综合素质评价, 进行择优录取。首先, “两依据”使得学生面临多次考试, 从而可能加重学业负担; “一参考”表明改革重视对学生的综合素质评价^①, 城乡家庭可能会同时增加对子女课外活动方面的补习, 加重学习任务。CFPS 问卷询问了学生“觉得自己学习上的压力有多大”, 取值由 1–5 表示从“没有压力”上升至“有很大压力”, 我们将其作

^① 高中学生综合素质评价包括思想品德、学业水平、身心健康(体育成绩等)、艺术素养(艺术特长发展等)和社会实践。

为被解释变量，再次估计模型(1)。如表6回归结果所示，(1)一(2)列的核心估计系数并不显著，说明城镇学生并没因为高考改革而加重学业压力，体现出较好的适应性。从农村学生样本来看，(3)一(4)列的核心估计系数至少在5%的水平上显著为正，说明高考改革显著加剧了农村学生的学习压力，这可能是造成城乡居民对高考改革的主观公平感差异成因之一。

表6 高考改革对城乡学生学业压力的影响

| 变量 | 城镇样本 | | 农村样本 | |
|--------|------------------|------------------|--------------------|---------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) |
| Gaokao | 0.039 (0.142) | 0.090 (0.160) | 0.185** (0.068) | 0.250*** (0.071) |
| 个体控制变量 | 否 | 是 | 否 | 是 |
| 地区控制变量 | 否 | 是 | 否 | 是 |
| 地区固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 时间固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| R^2 | 0.019 | 0.024 | 0.022 | 0.032 |
| 样本数 | 3054 | 3054 | 3768 | 3768 |

注：个体控制变量为学生年龄与性别，地区控制变量与基准回归(表2)一致，下表同。

(二) 学生教育负担

我们进一步考虑改革可能带来的城乡教育负担差异。首先，“两依据”使得学生面临多次考试，从而可能加重补习负担；“一参考”使得城乡家庭可能会同时增加对子女课外活动方面的补习，增加家庭支出。CFPS问卷询问了学生在过去一年的课外辅导/家教费^①，我们将其取对数后作为被解释变量，再次估计模型(1)。如表7回归结果所示，(1)一(2)列的核心估计系数并不显著，说明高考改革并未加剧城镇居民的课外补习支出。可能原因在于，在高考改革之前，城镇居民已经比较重视对子女全面发展的“影子教育”投入(薛海平，2015)，从而受改革影响较少。相比之下，(3)一(4)列的核心估计系数在1%的水平上显著为正，说明高考改革显著加剧了农村居民的教育负担，多次考试以及综合素质考察均对农村家庭的课外教育支出形成一定的压力，从而

^① 参加家教/课外辅导班的内容包含学校课程辅导(如语文、数学、英语、物理、化学、生物、地理等科目)，竞赛辅导(如奥数、华杯赛等)，才艺培养(如琴、棋、书、画、体育等)，心智开发(如珠心算、魔方、右脑开发等)。

使得农村居民的教育公平感未得到显著提升。

表7 高考改革对城乡学生课外补习支出的影响

| 变量 | 城镇样本 | | 农村样本 | |
|--------|------------------|-------------------|---------------------|---------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) |
| Gaokao | 0.033 (0.416) | -0.120 (0.604) | 1.781*** (0.574) | 1.754*** (0.595) |
| 个体控制变量 | 否 | 是 | 否 | 是 |
| 地区控制变量 | 否 | 是 | 否 | 是 |
| 地区固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 时间固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| R^2 | 0.125 | 0.251 | 0.163 | 0.026 |
| 样本数 | 3609 | 3005 | 3629 | 3629 |

注：由于被解释变量是属于滞后变量，将问卷数据滞后一期再与改革试点匹配。

(三)教育期望

我们进一步考虑改革可能带来的城乡教育期望差异。表6和表7给出的证据表明了高考改革加剧农村学生的学业压力以及家庭的教育负担，那么是否也会相应使得农村居民的教育期望受到影响？参考刘保中等(2014)的做法，通过CFPS问卷中的两个题目“认为自己最少应该念完哪种教育程度”“您希望孩子念书最高念完哪一程度？”进行测量。具体地，对于回答“不必读书”“文盲/半文盲”“小学”“初中”“高中”“大专”“大学本科”“硕士”“博士”从0开始依次赋值，以此作为父母教育期望的代理变量，代入模型(1)进行估计。如表8回归结果所示，(1)–(2)列的核心估计系数并不显著，说明高考改革并未减少城镇学生自身及其家庭的教育期望，甚至还有略微提升家庭教育期望(尽管不具有统计意义的显著性)。而农村样本的估计结果显示，(3)–(4)列的核心估计系数在1%的水平上显著为负，说明高考改革引致的科目复杂性和多元考核机制带来一定的负向冲击，既减少了农村学生对其自身的教育期望，也减少了家庭的教育期望，从而可能使得农村居民的教育公平感未能得到提升。我们还采用家长对孩子在下学期的期望考试成绩(百分制)作为家庭教育期望的代理变量，结果依然保持稳健。^① 上述结果表明，高考改革可能带来城乡教育的不平等，形成“马太效应”。需要指出的是，李春玲(2010)发现1999年实施的大学扩招没有发挥“公平”效应，反而导致了城乡之间的教育不

^① 限于篇幅，回归结果留存备案。

平等上升。因而，对目前高考改革出现的城乡不平等现象，应当给予重视。

表8 高考改革对城乡学生教育期望的影响

| 变量 | 城镇样本 | | 农村样本 | |
|--------|-------------------|------------------|----------------------|----------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) |
| Gaokao | -0.084 (0.101) | 0.193 (0.129) | -0.240*** (0.080) | -0.698*** (0.185) |
| 个体控制变量 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 地区控制变量 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 地区固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 时间固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| R^2 | 0.125 | 0.161 | 0.129 | 0.142 |
| 样本数 | 3609 | 1473 | 4353 | 1714 |

注：第(1)–(2)列的被解释变量分别代表学生对自身的教育期望以及父母对学生的教育期望，第(3)–(4)列同理。

六、研究结论与政策启示

(一) 研究结论

培养造就大批德才兼备的高素质人才，是国家和民族长远发展大计。党的二十大报告提出，“深入实施人才强国战略”。在此背景下，高考综合改革改善应试教育取向，提高学生学科选择的多样性，有利于促进学生健康全面发展，对于“人才强国”战略实施具有重要的意义。本文采用2013—2017年中国社会状况综合调查(CSS)和2012—2018年中国家庭追踪调查(CFPS)的两套微观数据，采用双重差分模型实证研究了高考综合改革这一外生冲击对居民公平感知的影响。研究发现：第一，新高考改革显著促进了改革试点居民对于高考制度的公平感知，但这一效果仅作用于城镇个体，对于农村个体并不显著，这一结论通过平行趋势检验、时间安慰剂检验以及遗漏变量检验等稳健性检验依然成立；第二，改革的主观公平效果仅在社会地位较高的城镇居民中体现，且对于教育财政能力不足的地区，城乡教育公平感知的差异更为显著；第三，进一步从学生视角分析政策的作用渠道，结果表明高考综合改革加重了农村学生的学业压力(“看不见的负担”)和家庭的课外教育支出(“看得见的负担”)，进一步降低了农村学生自身和家庭的期望。上述结果表明高考综合改革仍有完善的空间，城乡“不公平”现象需要引起重视。

(二) 政策建议

结合本文的研究结论,提出以下政策建议:

第一,完善高考改革制度的顶层设计,关注城乡教育的均衡发展,平稳涉过教育改革“深水区”。有关部门在实施高考改革政策的同时,需充分考虑农村地区的社会经济和基础教育的现实条件,切实提升农村家庭对教育的公平感知,使得高考改革真正体现公平,弱化社会阶层的再生产。

第二,有效畅通信息渠道,加强对于弱势群体的家校联系。面对高考改革带来的复杂性,农村家庭表现出“不适应性”,具体为学生学业压力增大,课外补习支出增加,教育期望降低。学校应加强对农村生源的关注,通过提供有效的选科指导课程、开设综合素质提升课程,帮助农村家庭考生作出选科决策和发展规划,进而缓解农村学生的升学焦虑与迷茫,弥补弱势家庭的“信息鸿沟”。

第三,加强对于欠发达地区的非义务阶段教育投入,优化教育财政投入不足地区的资源配置,推进城乡非义务教育一体化发展。本文实证发现教育改革实践中存在一定的“精英俘获”现象,城镇家庭,特别是社会经济地位较高家庭受益,而农村家庭的课外补习支出显著提升,教育期望有所降低。由此,改革需要体现出一定的“亲贫性”,切实关注弱势群体的利益诉求,尽可能让学校承担学生多元发展的教育支出,帮助农村家庭更好适应改革,真正达到帮助学生全面健康发展的目标。

[参考文献]

- 鲍威、金红昊、肖阳,2019:《阶层壁垒与信息鸿沟:新高考改革背景之下的升学信息支持》,《中国高教研究》第5期。
- 陈斌开、张鹏飞、杨汝岱,2010:《政府教育投入、人力资本投资与中国城乡收入差距》,《管理世界》第1期。
- 杜瑞军、钟秉林,2021:《高校综合评价招生模式的改革动因、经验启示及未来走向》,《北京师范大学学报(社会科学版)》第4期。
- 葛润、黄家林,2020:《大学扩招是否影响了结婚与生育?》,《经济学报》第3期。
- 龚锋、李博峰、雷欣,2021:《大学扩招提升了社会公平感吗——基于主观公平感的断点回归分析》,《财贸经济》第3期。
- 黄巨臣、李乐帆,2022:《高考改革十年回眸:成效、问题与改进》,《教育与经济》第4期。
- 贾婧、柯睿、鲁万波,2021:《异地中考、人口流动与子女教育》,《南开经济研究》第5期。

- 蒋帆、姚昊、马立超, 2021:《新高考改革何以形塑教师工作量?——基于上海市8所高中学校的实证调查》,《中国考试》第1期。
- 金红昊、鲍威, 2021:《新高考科目选考制的实施成效分析》,《复旦教育论坛》第2期。
- 李春玲, 2010:《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》第3期。
- 李春玲, 2014:《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》第2期。
- 李娟、杨晶晶、赖明勇, 2023:《教师激励、基础教育发展与人力资本积累——基于中小学教师职称制度改革的实证研究》,《经济学(季刊)》第3期。
- 林其天, 2010:《略论我国高考制度的历史作用、现行弊端及改革路径》,《东南学术》第2期。
- 林文炼、李长洪, 2020:《“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)》第3期。
- 刘保中、张月云、李建新, 2014:《社会经济地位、文化观念与家庭教育期望》,《青年研究》第6期。
- 刘海峰、朱佐想、朱沛沛, 2023:《从实证数据看高考科目变迁的政策逻辑》,《中国高教研究》第6期。
- 刘文, 2021:《高考改革深化期制度公平的现实样态与未来启示——基于中国社会状况综合调查数据的分析》,《大学教育科学》第5期。
- 吕慈仙、乐传永, 2014:《高校“三位一体”综合评价招生模式改革的分析——基于利益博弈的视角》,《教育研究》第1期。
- 吕炜、魏胜广, 2019:《教育供给方式与教育满意度——基于入学方式的考察》,《经济学动态》第9期。
- 吕炜、郭曼曼、王伟同, 2020:《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》,《中国工业经济》第2期。
- 彭骏、赵西亮, 2022:《教育扩张与城乡居民家庭教育代际流动性》,《经济学动态》第5期。
- 王新风, 2020:《高考综合改革实施效果评价：学业表现的视角》,《中国高教研究》第7期。
- 文军、顾楚丹, 2017:《基础教育资源分配的城乡差异及其社会后果——基于中国教育统计数据进行分析》,《华东师范大学学报(教育科学版)》第2期。
- 吴愈晓, 2013:《教育分流体制与中国的教育分层(1978—2008)》,《社会学研究》第4期。
- 徐娜, 2020:《新高考改革入学机会的性别差异分析——以上海市为例》,《中国考试》第2期。
- 薛海平, 2015:《从学校教育到影子教育：教育竞争与社会再生产》,《北京大学教育评论》第3期。
- 杨成荣、张屹山、张鹤, 2021:《基础教育公平与经济社会发展》,《管理世界》第10期。

- 杨奇明、林坚, 2014:《教育扩张是否足以实现教育公平?——兼论20世纪末高等教育改革对教育公平的影响》,《管理世界》第8期。
- 姚遂、石笑楠, 2019:《地区经济发展水平差异、教育不平等与政府干预——基于清代康熙年间分省取士制度的量化历史分析》,《高等教育研究》第4期。
- 袁连生、何婷婷, 2019:《中国教育财政体制改革四十年回顾与评价》,《教育经济评论》第1期。
- 张川川、王玥琴, 2022:《教育减负、家庭教育投入与教育不平等》,《管理世界》第9期。
- 张冀南、刘思琦, 2012:《高考改革对城乡教育公平的影响——基于山东省某县级市高考数据的实证分析》,《科学决策》第5期。
- 张雨强、陆卓涛、贾腾娇, 2019:《新高考下高中生减负了吗——浙江新高考首届高中毕业生考试负担调查》,《教育发展研究》第12期。
- 周颖、杨天池、贾男, 2021:《〈义务教育法〉与教育代际流动性——基于断点回归的实证检验》,《教育学报》第6期。
- 周子焜、雷晓燕、沈艳, 2023:《教育减负、家庭教育支出与教育公平》,《经济学(季刊)》第3期。
- Altonji, J. G., T. E. Elder and C. R. Taber, 2005, "Selection on Observed and Unobserved Variables: Assessing the Effectiveness of Catholic Schools", *Journal of Political Economy*, 113(1): 151-184.
- Bai, Y. and R. Jia, 2016, "Elite Recruitment and Political Stability: The Impact of the Abolition of China's Civil Service Exam", *Econometrica*, 84(2): 677-733.
- Beck, T., R. Levine and A. Levkov, 2010, "Big Bad Banks? The Winners and Losers from Bank Deregulation in the United States", *Journal of Finance*, 65(5): 1637-1667.
- Duflo, E., 2001, "Schooling and Labor Market Consequences of School Construction in Indonesia: Evidence from an Unusual Policy Experiment", *American Economic Review*, 91(4): 795-813.
- Guo, Y., Y. Song and Q. Chen, 2019, "Impacts of Education Policies on Intergenerational Education Mobility in China", *China Economic Review*, 55: 124-142.
- Lucas, S. R., 2001. "Effectively Maintained Inequality: Education Transitions, Track Mobility, and Social Background Effects", *American Journal of Sociology*, 106: 1642-1690.
- Zhou, X., J. Li and L. P. Jordan, 2019, "Parental Intent for Children to Study Abroad: The Role of Educational Aspiration and Children's Characteristics", *Cambridge Journal of Education*, 49(6): 789-807.

**Assessment of the Subjective Equity Effects of the
Comprehensive Reform of the College Entrance Examination:
A Rural-urban Difference Perspective**

CHEN Ming-cong, SUN Qi-qi

(School of Economics, Xiamen University)

Abstract: Based on two sets of microdata from the China Social Survey (CSS) and the China Family Panel Studies (CFPS), this paper examines the effect of the comprehensive reform of the college entrance examination on residents' perceptions of educational fairness using the difference-in-difference method. The empirical results show that the reform significantly improves residents' perceptions of the fairness of the college entrance examination system, but the effect only works on urban residents and has less impact on rural residents. Further analysis of the mechanism shows the reason for the "unfairness" between urban and rural areas. The reform has relatively increased the academic pressure and the shadow educational burden of rural students, which in turn lowers the educational expectations of rural children and their parents' expectations of their children. The results of this paper show that there is still room for improvement in the comprehensive reform of the college entrance examination, and that we must be vigilant against the phenomenon of "unfairness" under the seemingly fair education system, and that there is an urgent need to further strengthen the financial investment in the non-compulsory education stage in rural areas.

Key words: comprehensive reform of the college entrance examination; educational equity; urban-rural differences.

[责任编辑：刘泽云 责任校对：刘泽云 胡咏梅]