

异地中考政策、教育扩展 与本地学生的教育获得

蔚金霞, 高文书

[摘要]基于异地中考政策的出台, 本文研究了扩展随迁子女异地教育资源对本地学生教育获得的影响。利用 CLDS 数据, 使用双重差分方法进行研究发现, 异地中考政策实施后, 本地学生的普通高中教育获得受到了显著的负向影响, 尤其是就读于非重点学校的学生和允许异地考生报考普通高中的地区。机制分析表明, 政策出台后, 随迁子女数量增加, 迁移学生更多地选择继续在本地就读普通高中, 但迁入地未及时增加足够的总体招生名额所引起的招生资源紧张是导致此结果的主要原因, 而流动儿童的到来给本地儿童带来的学业成绩方面的影响并不是主要的机制。在推进异地升学时, 及时扩展总体的招生资源, 是避免本地学生教育获得下降、教育差距扩大等不利后果的重要途径, 也有助于破除随迁子女就地就学的阻碍。

[关键词]异地中考; 教育扩展; 本地学生; 教育获得

一、引言

党的二十大报告明确提出, 要“着力促进全体人民共同富裕”, 到 2035 年“全体人民共同富裕取得更为明显的实质性进展”。^① 推进共同富裕, 不仅要促进收入分配的结果公平, 也要提供均等化的基本公共服务, 促进机会公平(李实和朱梦冰, 2022)。教育公平是实现共同富裕的重要途径, 也是共同

[收稿日期] 2022-11-30

[作者简介] 蔚金霞, 中国社会科学院大学经济学院, 电子邮箱地址: yujinxia2021@163.com; 高文书(通讯作者), 中国社会科学院大学, 电子邮箱地址: gaows@cass.org.cn。

[致谢] 本文曾在第八届经济学研究生学术年会、第六届中国劳动经济学者论坛年会及中国居民收入与财富分配论坛(2022)汇报, 感谢与会学者的建议。

^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》, 北京: 人民出版社, 2022年版, 第22、24页。

富裕的主要成果和目标。当前,我国教育差距主要存在于城乡之间,教育水平和教育回报率的差距是导致城乡收入差距的重要因素(邢春冰,2014)。农村学生面临的教育资源劣势主要体现在两个方面:一方面农村教育设施和师资力量等方面都比较缺乏,教育质量相对落后;另一方面,在大量农民外出打工提升收入的背景下,随迁子女也面临着在流入地就学的难题。国家出台了一系列政策,如扶持农民工子弟学校,明确“两为主”原则,^①提出“两纳入”要求^②等,保障农民工子女在流入地接受义务教育的权利。随着流动人口规模的扩大和义务教育的普及,随迁子女接受义务教育后异地升学的需求日益增加。高中教育连接着义务教育和高等教育,是影响高等教育机会差距的重要因素,而高等教育又影响着个体未来的就业能力和收入水平,因此,高中教育机会的获得对教育结果的差距具有重要的决定作用。

2012年8月,国务院办公厅转发了教育部等部门《关于做好进城务工人员随迁子女接受义务教育后在当地参加升学考试的工作意见》,要求各省、自治区、直辖市于2012年年底前出台有关随迁子女升学考试的方案,^③扩展了随迁子女在流入地获得高中教育的机会。但从各地出台的方案来看,异地升学政策仍存在着诸如职业、住所、参与社保年限、连续就读年限及报考类别等多方面的限制。逐步破除随迁子女就地接受全阶段教育的障碍,是促进教育公平的重要举措。同时,在此教育扩展的过程中,本地学生受到的影响也应予以关注,其教育资源和招生名额是否受到影响是政策实施需考虑的重要方面。如何能够保证本地学生的教育资源不被挤出,实现双赢的局面,是异地升学政策有力推进的重要保障和努力方向,也正是本文将要探明的问题。

本文以异地中考政策的出台为基础,利用CLDS数据,使用双重差分的方法,从微观角度分析了异地中考政策给本地学生的教育获得带来的影响。研究发现,异地中考政策的确对本地学生的教育获得产生了负面的影响。政策实施后,相对于农业户口的本地学生,非农业户口学生获得普通高中教育的机会出现了显著的下降,尤其是就读于非重点学校的学生和允许异地考生报考普通高中的地区。机制分析表明,政策出台后,随迁子女增加,迁移学

① “两为主”是指以流入地政府管理为主和以公办中小学为主。详见国发〔2001〕21号《国务院关于基础教育改革与发展的决定》;国发〔2003〕19号《国务院关于加强农村教育工作的决定》。

② “两纳入”是指将农民工子女义务教育纳入当地教育发展规划,列入教育经费预算。详见国发〔2006〕5号《国务院关于解决农民工问题的若干意见》。

③ 参见国办发〔2012〕46号,《关于做好进城务工人员随迁子女接受义务教育后在当地参加升学考试的工作意见》。

生更多地选择继续在本地就读普通高中，但迁入地未及时增加足够的总体招生名额所引起的招生资源紧张是导致此结果的主要原因，而流动儿童的到来给本地儿童带来的学业成绩方面的影响并不是主要的机制。这也为异地升学政策的推进提供了政策努力的方向和启示。

本文接下来的结构安排如下：第二部分，对相关领域的已有研究进行综述，并说明本文的边际贡献；第三部分，介绍数据来源、变量及识别策略；第四部分，展示基准回归的结果，并进行稳健性检验；第五部分是机制分析；第六部分是异质性分析；最后是结论部分。

二、文献综述

农村剩余劳动力的转移给经济增长带来了巨大的人口红利。保障随迁子女异地接受教育不仅有助于满足大量流动人口对城市基本公共服务的需求，反过来也决定着迁移行为的发生。已有研究表明，城市教育政策改革将影响人口的迁移决策(王春超和叶蓓，2021)。入学门槛的设置将影响城市劳动力的供给，增加留守儿童数量(吴贾和张俊森，2020)。异地中考有助于提升流动儿童的教育机会和教育质量，增加人口流入及子女随迁的可能(贾婧等，2021)。基于教育的迁移虽在数量上远不及基于工作的迁移，但其对经济增长的贡献却更大(Liao et al., 2017)。

但流动儿童异地就学面临的一个主要冲突是本地家长担心子女会受到流动儿童的负面影响(Chen and Feng, 2019)。已有不少学者从同伴效应出发进行研究，发现流动儿童的到来通过影响学习环境和教学调整而对本地儿童的成绩产生了显著的负向影响(Feng, 2018)，但较多研究认为流动儿童会对本地儿童的学业成绩产生略微正向或不显著的影响(陈媛媛等，2021；刘泽云和郭睿，2020；武玮和祁翔，2019；Wang et al., 2018)。然而，在中高考等选拔性考试中，成绩本身并非获得录取资格的关键指标，更为重要的是排名是否处于总招生名额之内。扩展随迁子女在当地的受教育机会是否会挤占本地儿童的招生名额而影响其高中或高等教育的获得，也是异地升学政策推行中需要考虑的重要方面，但却鲜有研究关注。

除流动儿童对本地儿童的影响这一角度外，与本文研究内容联系较为紧密的另一主题是教育扩展。国际上已有许多研究对教育扩展的经济社会后果进行了评估，比如教育扩展会提升个体的受教育水平，降低原先的劳动者工资水平(Duflo, 2004)，改善长期健康收益，延长寿命(Fletcher and NoghaniBehambari, 2021)，降低女性的生育率(Bharati et al., 2021)等。教

育扩展通过提升劳动力的整体受教育程度而与收入分配产生了密不可分的关系，国内也有不少学者关注着教育扩展的影响。赖德胜(1997)的研究表明，教育扩展与收入不平等之间存在着倒U型关系，在我国所处的教育发展阶段，继续发展教育将缩小收入不平等。

从不同教育阶段来看，针对小学和初中阶段的教育扩展研究多从义务教育出发，发现义务教育显著提升了儿童成年后的受教育年限，较好地完成了“增智”的目标(汪德华等，2019)，免费义务教育也缩小了城乡教育差距(林锦鸿，2021)，教育机会不均等有所缓解(杨奇明和林坚，2014)。诸多学者也对高等教育扩张的效应进行了研究，发现大学扩招虽降低了高等教育溢价(马光荣等，2017)，降低了劳动收入份额(张明昂等，2021)，加剧了城乡教育获得的差距(Huang and Zhu, 2020)，但也增加了高技能劳动者的供给，有助于创新能力的提升，人力资本的扩张将提升企业的产能利用率(方森辉和毛其淋，2021)。而且大学扩招将增加农村高教育水平劳动力的迁移概率，选择性迁移在扩大城乡收入差距的同时也激励着农村未迁移人口的教育投资行为(邢春冰，2014)。但针对高中阶段教育扩展的研究还相对较少，高校扩招之后中职教育相对于普通高中教育已不再具有收入优势(陈技伟和冯帅章，2022)，普通高中教育机会的获得也值得关注。

本文从以下三个方面丰富了已有文献：第一，评估了异地中考政策对本地学生普通高中教育获得的影响，直接地从教育获得的角度说明本地学生是否会受到异地升学政策的负面影响，补充了流动儿童对本地儿童教育影响的相关文献。第二，提出了除学业成绩外随迁学生影响本地学生教育获得的另一机制，即随迁学生是否会挤占本地学生的招生名额而影响其教育获得，这为顺利推进人口流入省份教育资源与随迁子女共享提供了微观基础和政策启示。第三，评估了扩展随迁子女异地接受高中教育的机会所带来的后果，同时也说明了应在总体上扩展高中教育的机会以避免本地学生在异地中考政策实施后受到负面的教育获得影响，补充了教育扩展领域针对高中阶段的研究。

三、数据、变量与识别策略

(一)数据及描述性统计

中国劳动力动态调查(China Labor-force Dynamics Survey, 简称CLDS),是由中山大学社会科学调查中心负责进行的全国性跟踪调查,从2011年广东省试调查开始,已经历了2012年全国基线调查,2014年、2016年和2018年三轮追踪调查。调查涵盖劳动力个体、家庭和社区三个层

次,重点关注中国劳动力的相关议题,包括教育、工作、迁移等经济活动,为本文的研究提供了丰富的数据支撑。

本文基于 CLDS2014 年和 2016 年调查数据进行样本的筛选。关于研究范围,保留 14 岁时居住^①在河北、山西、内蒙古、辽宁、黑龙江、上海、江苏、浙江、河南、湖北、湖南、广西、重庆、云南、甘肃、山东、广东这 17 个地区的个体。根据异地中考政策的实施情况,可以将各地区划分为三类:允许报考普通高中类,除上述 17 个地区外,还包括四川、陕西、福建和安徽,但这 4 个地区的政策实施时间在 2013 年之后且并不一致,另外,海南的政策较为复杂,对省内和省外迁移学生做出了不同的规定,暂不予以考虑;不能报考普通高中类,包括北京和天津 2 个地区;暂无政策类,包括西藏、吉林、江西、贵州、青海、宁夏和新疆 7 个地区(张银锋,2018)。超大城市的迁移人口规模、教育资源和户籍制度等具有较强的特殊性,人口流入规模很小的地区基本不会受到迁入人口的冲击,因此以 2013 年开始实施异地中考政策并允许随迁学生报考本地普通高中的 17 个地区为主要研究范围,也可突出招生名额方面的冲击。关于“本地”学生的界定,因缺乏个体就读初中时的户口所在地信息,认为 14 岁时居住地与出生地处于同一城市的个体为本地学生。并保留已毕业最高学历不低于初中程度、年龄在 15—24 岁之间、初中开始年份在 2006—2013 年之间的个体。^② 选取的样本中跨市迁移的个体占 3.82%,跨区县迁移的个体约占 8.24%。根据《2020 年全国教育事业发展统计公报》,初中就读学生中进城务工人员子女占比也约为 8%,说明样本具有较好的代表性。

根据本文的研究目的,所选取的主要变量及其描述性统计结果如表 1 所示。从中可以看出,约 52%的个体获得了普通高中教育。初中入学年份在 2010 年之后即受异地中考政策影响的个体约占 46.6%。个体平均年龄为 18.38 岁,男性占 50.3%。

① CLDS 问卷中提供了个体 14 岁时的居住地信息,可近似代表初中就读地点。

② 最高学历在初中及以上程度的个体才可能会受到异地中考政策的影响。本文关注的是初中升高中的阶段,根据入学年龄规定及各教育阶段的学制设置,处于此阶段的学生应为 15 岁左右,因此保留 15 岁及以上的个体以观察异地中考政策的效果。因最近调查年份为 2016 年,可能无法观测到 2013 年之后开始入读初中个体的高中教育获得情况,因此保留初中入学年份在 2013 年及其之前的样本。保留初中开始年份在 2006 年及之后的样本,避免免费义务教育政策的影响。推算 2006 年入读初中的个体在 2016 年应为 22 岁,考虑到延迟入学的情况,保留年龄在 24 岁以下的样本。

表 1 主要变量的描述性统计

变量	变量含义	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
highn	是否获得普通高中教育(是=1)	1739	0.520	0.500	0	1
highz	是否获得职业高中教育(是=1)	1739	0.177	0.382	0	1
highl	是否获得重点高中教育(是=1)	1739	0.208	0.406	0	1
post	初中入学年份是否在 2010 年及以后(是=1)	1739	0.466	0.500	0	1
hk_nb	出生时户口类型(非农业=1)	1739	0.242	0.428	0	1
age	年龄	1739	18.376	2.325	15	24
gender	性别(男=1)	1739	0.503	0.500	0	1
f_income	家庭去年总收入(元)取对数	1739	10.575	0.999	2.708	13.911

注：根据 CLDS2014 年和 2016 年数据计算得到。

(二) 识别策略

异地中考政策于 2013 年开始实施，按照初中三年的学制推算，政策实施当期影响的是 2010 年开始就读即将于 2013 年初中毕业升学高中的学生。结合 CLDS 问卷中提供的关于个体初中开始年份的信息，构建政策实施前后的虚拟变量（post），反映个体是否受到异地中考政策的影响。若初中开始年份在 2010 年及之后，则取值为 1，反之取值为 0。但不能仅从政策前后本地学生普通高中教育获得的变化得出异地中考政策的效应，因为同期还可能存在着其他政策或外部环境的冲击，而且普通高中教育获得本身也可能存在着时间趋势。本文将出生时户口类型作为农业户口的个体为对照组，非农业户口为处理组，采用双重差分方法识别异地中考政策对本地学生教育获得的影响。

表 2 给出了异地中考政策实施前后不同户口类型学生普通高中教育获得的变化。显然，异地中考政策实施之后，相对于农业户口的本地学生，非农业户口学生获得普通高中教育的可能性出现了显著的下降。效应大小约为 0.12。一方面，农民工通过迁移到城市取得更高的收入，其子女随迁后也更可能跟随父母在城市就学，那么受迁移学生影响更大的将会是同处于城市的非农业户口本地学生；另一方面，各地为了保证城乡义务教育的均衡发展，会进行优质普通高中教育资源的名额分配，将招生名额向农村初中倾斜，那么农村学生可在一定程度上抵御迁移学生的影响。因此，本地非农业户口学生的普通高中教育获得在异地中考政策实施后表现出了更为明显的下降。

表2 异地中考对不同户口类型的本地学生普通高中教育获得的影响

变量	政策实施前	政策实施后	差分
农业户口	0.512 (0.019)	0.410 (0.020)	-0.103*** (0.027)
非农业户口	0.796 (0.026)	0.575 (0.036)	-0.220*** (0.045)
差分	0.316*** (0.026)	0.165*** (0.031)	-0.118** (0.053)

注：根据 CLDS2014 年和 2016 年数据计算得到。括号中为标准误。***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 水平上显著。

具体地，我们将回归模型设定为：

$$y_{ijct} = \alpha + \beta * post_c * hk_nb_i + \varphi * hk_nb_i + X_{ijct} * \delta + \gamma_c + \omega_j + \theta_t + \varepsilon_{ijct} \quad (1)$$

其中，下标 i 、 j 、 c 和 t 分别表示个体、地区、出生队列、调查年份。 y_{ijct} 为被解释变量， X 为控制变量，包括个体的年龄、年龄平方项、性别及家庭收入。 γ_c 为初中开始年份固定效应，控制随年份变动而不随地区变动的因素，比如当年考生数量、招生数量、教育支持力度、经济发展状况等。 ω_j 为就学地区固定效应，控制随地区变动而不随时间变动的因素，比如当地对教育的重视程度、教育资源状况等。 θ_t 为调查年份固定效应。可通过观察政策前后和户口类型虚拟变量的交互项系数 β ，来检验是否非农业户口的学生在异地中考政策实施前后获得普通高中教育的概率变化更大，显示在其他条件相同的情况下，异地中考政策对本地学生的影响。

四、回归结果与稳健性检验

(一) 基础回归结果

本文首先检验了异地中考政策对本地学生的普通高中教育获得的影响，基础结果见表3。其中，(1)、(2)列交互项系数显著为负，即相对于农业户口的本地学生，非农业户口学生在异地中考政策实施后获得普通高中教育的概率显著下降，效应大小约为0.11，与表2中结果一致。与普通高中教育获得总体平均水平0.52相比，也具有较强的经济显著性。这意味着在出生时户口类型为非农业户口占24.2%的平均水平下，异地中考政策实施后本地学生获得普通高中的概率将下降2.7%。户口类型虚拟变量的系数显著为正，显然，相对于农业户口学生，非农业户口学生进入普通高中的概率更高。由(3)、(4)列可知，本地学生获得职业高中教育的概率并未受到异地中考

政策的显著影响。由(5)、(6)列可知,异地中考政策也未对本地学生的重点高中教育获得产生显著的影响。家庭做出异地就学的决策是基于教育成果及成本投入,如果家庭预期学生能获得的是职业高中教育,获得高等教育的可能性较低,则不会选择成本更高的异地就学。而重点高中教育资源的竞争程度更加激烈,异地学生在生活适应、学习资源和家庭陪伴与支持等方面可能比不上本地学生。对于异地学生而言,普通高中教育资源更具吸引力且更有可能获得。本文接下来将重点关注普通高中教育的获得情况。

表3 异地中考政策影响本地学生高中教育获得的回归结果

	普通高中		职业高中		重点高中	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
政策前后*	-0.139***	-0.112**	-0.026	-0.021	-0.001	-0.008
户口类型	(0.051)	(0.050)	(0.039)	(0.039)	(0.050)	(0.050)
户口类型	0.287***	0.265***	-0.051*	-0.053*	0.186***	0.182***
	(0.034)	(0.035)	(0.029)	(0.031)	(0.036)	(0.036)
年龄		0.459***		0.072		-0.003
		(0.090)		(0.068)		(0.075)
年龄平方项		-0.012***		-0.002		0.000
		(0.002)		(0.002)		(0.002)
性别		-0.020		-0.001		-0.019
		(0.022)		(0.018)		(0.019)
家庭收入		0.020		0.000		0.025**
		(0.012)		(0.010)		(0.010)
常数项	0.459***	-3.892***	0.168***	-0.496	0.084	-0.198
	(0.068)	(0.887)	(0.047)	(0.673)	(0.058)	(0.725)
入学年份固定效应	是	是	是	是	是	是
就学地区固定效应	是	是	是	是	是	是
调查年份固定效应	是	是	是	是	是	是
样本量	1739	1739	1739	1739	1739	1739
R ²	0.151	0.167	0.066	0.067	0.094	0.098

注:根据 CLDS2014 年和 2016 年数据计算得到。括号中为异方差稳健标准误;***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 水平上显著。

(二) 稳健性检验

为了进一步提升回归结果的可信性,本文进行了一系列稳健性检验。

1. 平行趋势检验

应用双重差分方法的一个重要的前提假设是，处理组和对照组在接受处理之前应具有基本相同的变化趋势，即在事前不存在显著的系统性差异。在本文的分析中，容易出现不平行趋势的质疑点在于，农业户口和非农业户口的学生可能在学习环境、教育资源、学习方法和家庭支持等方面存在着较为明显的差异而在教育获得上表现为不同的变动趋势。参考已有文献的做法，我们采用事件研究法进行平行趋势检验。设定充分灵活的回归模型如下：

$$y_{ijct} = \alpha + \sum_{\tau=2007}^{2013} \beta_{\tau} * I(c = \tau) * hk_nb_i + \varphi * hk_nb_i + X_{ijct} * \delta + \gamma_c + \omega_j + \theta_t + \epsilon_{ijct} \quad (2)$$

生成每个初中开始年份虚拟变量与户口类型虚拟变量的交互项，以2006年为基准组，通过观察各交互项系数的显著性及其变化趋势来判断平行趋势的成立与否。从图1可以看出，2010年之前各交互项的系数都不显著，表明农业户口和非农业户口的学生在政策实施前具有相同的变动趋势，不存在系统性差异，从政策影响的当期开始，交互项系数出现下降趋势，且显著异于零，异地中考对本地学生普通高中教育获得带来的负面冲击逐渐凸显。满足平行趋势假定。

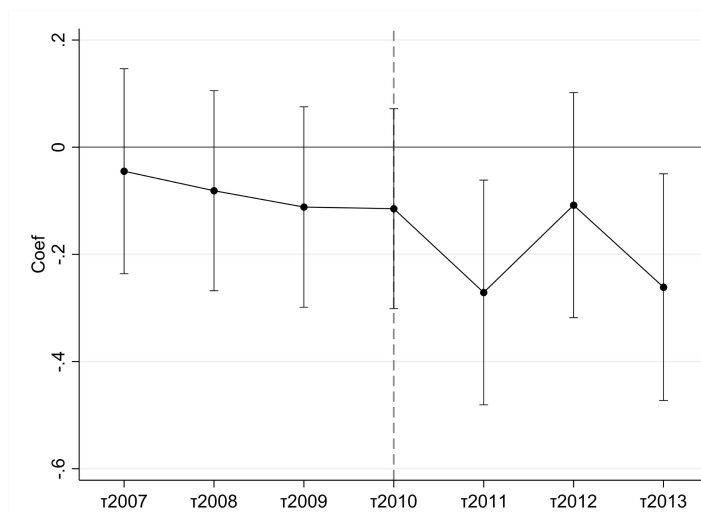


图1 平行趋势检验

注：根据 CLDS2014 年和 2016 年数据计算得到。横坐标为初中入学年份，纵坐标为利用事件研究法进行回归得到的入学年份虚拟变量与户口类型虚拟变量交互项的系数，并通过竖线显示其 95% 置信区间。回归中控制变量及固定效应同表 3 第 (2) 列。

2. 安慰剂检验

参考Chen等(2020)的做法,通过改变政策实施时点的设定进行两种安慰剂检验。一是将不受政策影响的个体划分成两组,设置虚假的政策影响当期为2008年。理论上,在虚假的政策时点前后,农业户口和非农业户口的学生在普通高中教育获得的变化应基本相同。回归结果如表4第(1)列所示,交互项系数不显著,符合预期。二是把2010年及之后入学的个体分成两组,以2012年为受政策影响的当期,在此设定下的回归结果如表4第(2)列所示,交互项系数也不显著。安慰剂检验通过。

3. 内生性问题

基准模型是以初中开始年份为依据判断个体是否受政策影响,但入学年份可能存在着一定的自选择行为,比如学习成绩较差的同学可能会延迟升学。以年龄作为入学年份的工具变量,具有明显的相关性和外生性。从入学年龄要求及学制设置推算,1997年9月及其之后出生的学生将于2013年升学,正好为异地升学政策影响的当期,而在此之前出生的学生受到政策影响的可能性更小。因此,我们以年龄为依据进行划分政策前后的虚拟变量,以是否在1997年9月后出生虚拟变量及其与户口类型虚拟变量的交互项作为基准模型中交互项的工具变量,进行两阶段最小二乘回归,弱工具变量检验得到的Kleibergen-Paap Wald rk F统计量的值为831.507,表明不存在弱工具变量问题。估计结果如表4第(3)列所示,交互项系数依然显著为负。

4. 其他稳健性检验

流入地本身也可能是另一部分个体的流出地,对于本地学生而言,不仅教育资源会受到流入学生的挤占,从本地流出的学生也会释放一定的教育资源。我们在回归中额外控制流出学生的比例,结果如表4第(4)列所示,交互项系数依然稳健。

各地区在不同年份职普比的变化也会影响普通高中教育资源的获得。表4第(5)列回归中额外控制了各地区在异地中考政策实施之前的普通高中招生比例,交互项系数依然显著为负。另外,通过加入初中开始年份与就学地点固定效应交互项的方式控制随地区和时间变动的其他因素,回归结果如表4第(6)列所示,依然稳健。进一步地,将地区固定效应控制在更加细致的城市层面,结果如表4第(7)列所示,依然稳健。

我们还额外控制了父母的受教育程度,结果如表4第(8)列所示,相对于基准回归结果来看,系数的显著性有所下降,这可能是由于父母受教育信息完备的样本数量较少,加入父母的受教育程度后,回归中能够使用的观测值减少。但就估计系数的大小而言,仍与基准回归相似,结果较为稳健。

表 4 稳健性检验

安慰剂检验	IV	流出学生 比例	普高招生 比例	时间 * 地区 固定效应	城市固定 效应	父母受 教育水平	是否有 兄弟姐妹	地区高考升学 压力差异	
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	
(10)									
政策前后 *									
户口类型	-0.112*	-0.112**	-0.112**	-0.089*	-0.110**	-0.132*	-0.112**	-0.112**	
	(0.065)	(0.050)	(0.050)	(0.053)	(0.051)	(0.071)	(0.050)	(0.050)	
I (2008 $\leq\tau\leq$ 2009) *									
户口类型	-0.100								
	(0.068)								
I (2012 $\leq\tau\leq$ 2013)									
* 户口类型	-0.019								
	(0.073)								
常数项	2.200	-8.705***	-3.891***	-3.884***	-3.461***	-3.047***	-4.050***	-3.621***	28.576*
	(1.684)	(1.708)	(0.884)	(0.887)	(1.239)	(0.952)	(0.921)	(1.346)	(14.732)
样本量	928	811	1739	1739	1739	1739	1739	991	1739
R^2	0.136	0.244	0.167	0.168	0.167	0.234	0.256	0.200	0.167

注：根据 CLDS2014 年和 2016 年数据计算得到。括号中为异方差稳健标准误；***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 水平上显著。 τ 表示初中开始年份。各列回归中控制变量及固定效应同表 3 第 (2) 列。第 (4) 列中额外控制了流出学生的比例；第 (5) 列中额外控制了各地区在政策实施前的普通高中招生比例；第 (6) 列中额外控制了初中开始年份与就学地点固定效应的交互项；第 (7) 列中将地区固定效应控制在城市层面；第 (8) 列中额外控制了父母受教育水平；第 (9) 列中额外控制了是否有兄弟姐妹；第 (10) 列中额外控制了地区高考升学压力差异。各列回归中其他控制变量及固定效应同表 3 第 (2) 列。

此外, 同胞数量的增多, 也会对个体产生教育挤占效应, 降低个体的教育成就(钟粤俊和董志强, 2018)。本文进一步考虑了家庭教育资源分配对个体教育获得的影响, 在回归中控制了个体是否有兄弟姐妹的虚拟变量, 结果如表4第(9)列所示, 估计系数与基准回归相似, 表明结果较为稳健。

地区间教育资源差距是影响教育迁移的重要因素。流入地和流出地的教育差距会影响迁移学生的高中就学地点选择, 如果不能在高考竞争压力相对更小的迁入地获得高考报名的机会, 那么迁移学生更可能回到高考升学压力更大的原籍接受高中阶段的教育, 以保持在本籍地高考中的竞争力。在此教育选择逻辑下, 仍会选择异地中考、在流入地接受高中阶段教育的迁移学生, 更可能来自与流入地升学压力相似的地区。这些迁移学生也更可能对本地学生普通高中教育获得产生更大的竞争威胁。通过2012年各省份普通高等学校招生数与普通高中毕业生数的比例衡量各地区的高考升学压力, 构建迁移学生来源地平均升学压力与本地升学压力的比值, 反映流入地和流出地的高考升学压力差异, 加入回归中, 估计结果如表4第(10)列所示, 系数无显著变化, 表明结果较为稳健。以上多种稳健性检验的结果都表明了异地中考政策实施后, 相对于农业户口的本地学生, 非农业户口的学生在普通高中教育获得上受到了负面影响这一事实的可信性。

五、机制分析

上文发现异地中考政策实施后, 相比于农业户口的本地学生, 非农业户口的本地学生在普通高中教育获得上受到了负面的影响。是否能够获得普通高中教育取决于学生在整体生源中所处的名次是否在招生名额内, 这主要由两个因素决定, 一是学生成绩, 即学生自身的学业表现越好, 自然就更容易获得普通高中的入学机会; 二是招生资源, 如果考生处于招生名额相对更多的地区或年份, 则即使不在学业成绩上做出进步, 也会有更大的可能性进入普通高中。置于本文的研究环境中, 与基准回归结果相符的因果解释, 一是异地中考政策实施之后, 随迁子女通过增大竞争压力, 影响教育资源如师生比、引起教学方式的调整、学习和生活上的交往关系等对学习成绩产生了负面的影响。二是允许随迁子女在本地报考普通高中挤出了本地学生的升学名额。接下来, 本文将通过寻找更多、更加细致的相关性事实进行机制分析。

(一) 迁移学生的教育选择

首先验证异地中考是否吸引了更多的迁移学生并使其选择继续在本地就读普通高中。异地中考政策的实施给随迁子女在异地接受初高中教育提供了

极大的便利，尤其是农民工子女。以非农业户口的学生为参照组，进行双重差分的回归结果如表5第(1)列所示，交互项系数显著为正，表明政策实施后，相对于非农业户口的学生，农业户口的学生更可能选择异地就学。

如果迁移学生在能够参加异地中考的情况下更多地选择继续在本地就读普通高中，那将会给本地学生带来更大的升学竞争压力。中国教育追踪调查(China Education Panel Survey, 简称CEPS)提供了初中学生、家长、老师和学校层面的丰富信息，是具有全国代表性的抽样调查。本文利用CEPS2013—2014学年基线调查中九年级学生的数据，考察异地中考下迁移学生的教育选择。以初中毕业年级学生对毕业后是否继续在本地就读普通高中的个人打算和班主任老师建议为依据，考察当地政策是否允许迁移学生在本地报考普通高中对其教育选择的影响。结果如表5第(2)、(3)列所示，允许迁移学生在本市报考普通高中将显著提升其继续在本地就读普通高中的可能性。放开迁移学生在本地升学的限制，将提升“为教育而流动”的可能性，降低“为升学而回迁”的概率，尤其是更有可能获得普通高中教育的学生，更有激励留在本地追求优质的教育资源。

表5 迁移学生的教育选择

变量	学生迁移选择	迁移学生是否继续在本地就读普通高中	
	(1) 是否异地就读	(2) 个人打算	(3) 班主任建议
能否在本市报考 普通高中		0.535*** (0.055)	0.256*** (0.059)
政策前后*户口类型	0.037* (0.020)		
常数项	0.208 (0.307)	3.974 (3.019)	1.623 (2.718)
样本量	1965	774	794
R ²	0.044	0.288	0.175

注：第(1)列是根据CLDS2014年和2016年数据计算得到，回归中其他控制变量及固定效应同表3第(2)列，样本包含了初中正在读的学生。第(2)、(3)列是根据CEPS2013—2014学年基线调查数据计算得到，各列回归中其他未列示控制变量包含：年龄、年龄平方、性别、户口类型、父母受教育程度、认知能力测试成绩、收入水平和县区固定效应。括号中为异方差稳健标准误；***、**、*分别表示在1%、5%、10%水平上显著。

(二) 本地学生的学业成绩

如果迁移学生发挥的同伴效应使本地学生的学业成绩出现了下降，那么

本地学生在升学上就可能受到负面的影响。表6第(1) — (3)列回归利用CEPS基线调查中九年级学生在2013年期中考试标准化成绩,体现班级中迁移学生规模对本地学生学业成绩的影响,可以看出班级中外县区学生所占比例并未对本地学生的语、数、英成绩产生显著的影响。

另一方面,学业成绩与个体在学习上的努力程度有关,可以检验本地学生是否在异地中考政策实施后的努力程度发生了变化进而影响了学业成绩。CLDS问卷中询问了个体14岁还在学校读书时(大概是初二或初三)的情况,包括“就算身体有点不舒服,或者有其他理由可以留在家里,我仍然会尽量去上学”;“就算是我不喜欢的功课,我也会尽全力去做”;“就算功课需要花好长时间才能做完,我仍然会不断地尽力去做”。这三个指标可作为努力程度的代理变量,以此为被解释变量分别进行回归,结果如表6第(4) — (6)列所示,交互项系数并不显著。这表明非农业户口和农业户口学生的努力程度在异地中考政策实施前后的变化并没有明显的差异。

因此,学业成绩并非异地中考政策影响本地学生普通高中教育获得的主要机制。

表6 本地学生学业表现

变量	本地学生学业成绩			本地学生努力程度		
	(1) 语文	(2) 数学	(3) 英语	(4) 尽量上学	(5) 尽力做 功课	(6) 花时间 做功课
班级中外县区 学生所占比例	-0.627 (0.668)	-0.020 (0.697)	0.416 (0.679)			
政策前后* 户口类型				0.028 (0.039)	0.047 (0.041)	0.040 (0.037)
常数项	79.62*** (8.311)	90.35*** (8.482)	92.68*** (8.228)	0.109 (0.662)	0.328 (0.715)	0.571 (0.603)
样本量	10684	10675	10680	1719	1718	1718
R ²	0.203	0.190	0.206	0.045	0.043	0.046

注:第(1) — (3)列是根据CEPS2013—2014学年基线调查数据计算得到,各列回归中其他未列示控制变量包含:年龄、年龄平方、性别、户口类型、父母受教育程度、认知能力测试成绩、收入水平和县区固定效应。第(4) — (6)列是根据CLDS2014年和2016年数据计算得到,各列回归中其他控制变量及固定效应同表3第(2)列。括号中为异方差稳健标准误;***、**、*分别表示在1%、5%、10%水平上显著。

(三) 本地招生资源

如果招生资源更为紧缺的地区在异地中考政策实施之后并未及时增加招

生名额,那么这些地区的本地学生将面临着更加严酷的升学竞争。首先根据各地在政策实施前初中毕业生人均普通高中招生数的均值,按照是否在三分之一分位数之上,将个体划分为处于招生资源丰富和招生资源紧缺的地区两种类型。分别计算出政策实施前后两种类型的生均招生数均值,用以度量名额变动下的升学难度,并通过t检验判断其变化的趋势和程度。结果如表7所示。政策实施后,各地的普通高中入学指标都有了一定程度的增加,但原招生资源紧缺的地区增加的招生名额明显少于招生资源丰富的地区,即处于招生资源紧缺地区的个体将受到异地中考政策更大的负面冲击。

表7 政策实施前后不同地区的招生资源变化

	政策实施前	政策实施后	差分
招生资源紧缺	0.456 (0.001)	0.489 (0.001)	0.032*** (0.001)
招生资源丰富	0.528 (0.001)	0.569 (0.001)	0.042*** (0.001)
差分	0.071*** (0.002)	0.081*** (0.002)	0.009*** (0.002)

注:根据国家统计局统计数据及CLDS2014年和2016年数据计算得到。括号中为t检验的标准误。***、**、*分别表示在1%、5%、10%水平上显著。用当年各省普通高中招生数除以初中毕业生数,即可得到普通高中入学的招生难度指标。分别以2011年和2012年的平均值、2013年和2014年的平均值作为异地中考政策实施前后普通高中招生资源的度量。

六、异质性分析

首先根据是否就读于重点初中进行交互项回归,结果如表8第(1)列所示。三次项系数显著为正,表明相对于非重点学校,就读于重点学校的本地学生受到异地中考的负向影响更小。一般而言,就读于重点学校的学生拥有更加优质的教育资源,相对更好的学习习惯及家庭支持,迁移学生的到来对其产生的影响较小。

另外,直接从各地是否允许报考普通高中的维度进行异质性分析,结果如表8第(2)列所示。允许迁移学生报考普通高中的地区的本地学生在异地中考政策实施后受到了更大的负向影响。这也说明允许异地学生报考普通高中确实对本地学生的普通高中教育产生了挤出效应。因此,在异地中考政策的实施过程中,应同时扩展高中教育机会,增加招生资源,努力实现本地学生升学名额不被挤出的帕累托改进。

表8 异质性分析

	是否在重点初中就读	是否允许报考普通高中
	(1)	(2)
政策前后 * 户口类型 * 初中 是否就读于重点学校 (是=1)	0.260** (0.132)	
政策前后 * 户口类型 * 是否 允许报考普通高中 (允许=1)		-0.745*** (0.240)
常数项	-5.155*** (1.038)	-3.390*** (0.895)
样本量	1115	1759
R^2	0.217	0.170

注：根据国家统计局统计数据及 CLDS2014 年和 2016 年数据计算得到。括号中为异方差稳健标准误；***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 水平上显著。各列回归中二次项和一次项未列示，其他控制变量及固定效应同表 3 第 (2) 列。

七、结论与政策启示

义务教育阶段后的高中教育对高等教育获得及教育结果差距具有重要的影响。允许进城务工人员随迁子女接受义务教育后在当地参加升学考试的政策，在扩大随迁学生异地教育资源的同时，会对本地学生的高中教育获得产生何种影响值得关注，这也是保障异地升学政策顺利实施需要考虑的重要方面。基于中国劳动力动态调查数据 (CLDS)，本文评估了异地中考政策的实施对本地学生教育获得的影响，通过构建出生户口类型与政策前后的交互项，利用双重差分方法识别出随迁学生就地升学对本地学生教育获得的影响。研究发现，政策实施后，本地学生在普通高中教育获得上的确受到了负向的影响。机制检验表明，这一负向冲击的发生并不主要来自于学生学业成绩的下降，而是由异地中考吸引来了更多的随迁子女以及迁移学生更多地选择继续在本地就读普通高中，但迁入地未及时增加足够的总体招生名额所引起的招生资源紧张造成的。同时也观察到，招生资源更为紧缺地区的本地学生的确会受到更大的负面冲击。异质性分析表明，就读于非重点学校的学生及允许迁移学生报考普通高中的地区受到的负向影响更大。

本文的研究结论为保障异地升学政策的顺利推进提供了重要的政策启示。首先，大力推进随迁子女在当地参加升学考试的同时，也应关注本地学生受到的影响。保障随迁子女在义务教育阶段后就地升学是促进教育公平的重要

举措,影响着迁移人口的教育投资决策及迁移决策,对收入水平的提高及收入差距的缩小起到十分重要的作用。但与此同时,本地学生的普通高中教育获得受到了一定的负面影响。保障本地学生的福利不受损失,是破除政策实施阻碍、顺利推进异地升学的关键。其次,在异地中考政策的实施过程中,应及时地根据异地考生数量扩展高中教育,尤其是普通高中教育的招生名额,避免因随迁子女到来引起的招生资源紧张对教育获得的不利影响。已有研究多从同伴效应出发,关注流动儿童对本地儿童学业表现的影响,而本文的研究结果表明,异地中考政策的实施对本地学生高中教育获得的负面影响机制主要在于招生资源的紧张而非学习成绩的下降,流动儿童的到来对本地学生的升学名额产生了竞争和挤出效应。因此,推进异地升学时,应增加总体招生资源,避免政策实施所带来的本地学生普通高中教育获得下降、教育差距扩大等不利后果。

[参考文献]

- 陈技伟、冯帅章, 2022:《高校扩招如何影响中等职业教育?》,《经济学(季刊)》第1期。
- 陈媛媛、董彩婷、朱彬妍, 2021:《流动儿童和本地儿童之间的同伴效应:孰轻孰重?》,《经济学(季刊)》第2期。
- 方森辉、毛其淋, 2021:《人力资本扩张与企业产能利用率——来自中国“大学扩招”的证据》,《经济学(季刊)》第6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。
- 赖德胜, 1997:《教育扩展与收入不平等》,《经济研究》第10期。
- 李实、朱梦冰, 2022:《推进收入分配制度改革 促进共同富裕实现》,《管理世界》第1期。
- 林锦鸿, 2021:《免费义务教育政策与城乡教育差距》,《中国农村观察》第3期。
- 刘泽云、郭睿, 2020:《流动儿童对本地儿童学习成绩的影响——基于CEPS数据的分析》,《北京大学教育评论》第4期。
- 马光荣、纪洋、徐建伟, 2017:《大学扩招如何影响高等教育溢价?》,《管理世界》第8期。
- 汪德华、邹杰、毛中根, 2019:《“扶教育之贫”的增智和增收效应——对20世纪90年代“国家贫困地区义务教育工程”的评估》,《经济研究》第9期。
- 王春超、叶蓓, 2021:《城市如何吸引高技能人才?——基于教育制度改革的视角》,《经济研究》第6期。
- 吴贾、张俊森, 2020:《随迁子女入学限制、儿童留守与城市劳动力供给》,《经济研究》

第11期。

- 武玮、祁翔, 2019:《流动儿童会影响城市本地儿童的学业表现吗?——基于同伴效应的考察》,《教育与经济》第3期。
- 邢春冰, 2014:《教育扩展、迁移与城乡教育差距——以大学扩招为例》,《经济学(季刊)》第1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。
- 张银锋, 2018:《异地中、高考政策的区域对比分析》,《中国矿业大学学报(社会科学版)》第3期。
- 张明昂、施新政、纪琰, 2021:《人力资本积累与劳动收入份额:来自中国大学扩招的证据》,《世界经济》第2期。
- 钟粤俊、董志强, 2018:《更多兄弟姐妹是否降低个人教育成就?——来自中国家庭的微观证据》,《财经研究》第2期。
- Bharati, T., S. Chang and Q. Li, 2021, “The Effect of Tertiary Education Expansion on Fertility: A Note on Identification”, *IZA Discussion Papers*.
- Chen, Y. Y. and S. Z. Feng, 2019, “The Education of Migrant Children in China’s Urban Public Elementary Schools: Evidence from Shanghai”, *China Economic Review*, 54: 390–402.
- Chen, Y., Z. Y. Fan, X. M. Gu, et al., 2020, “Arrival of Young Talent: The Send-Down Movement and Rural Education in China”, *American Economic Review*, 110 (11): 3393–3430.
- Duflo, E., 2004, “The Medium Run Effects of Educational Expansion: Evidence from a Large School Construction Program in Indonesia”, *Journal of Development Economics*, 74 (1): 163–197.
- Feng, H., 2018, “Migrant Peers in the Classroom: Is the Academic Performance of Local Students Negatively Affected?”, *Journal of Comparative Economics*, 46 (2): 582–597.
- Fletcher, J. and H. Nohanibehambari, 2021, “The Effects of Education on Mortality: Evidence Using College Expansions”, *NBER Working Papers*.
- Huang, B. and Y. Zhu, 2020, “Higher Education Expansion, the Hukou System, and Returns to Education in China”, *IZA Discussion Papers*.
- Liao, P. J., P. Wang, Y. C. Wang, et al., 2017, “Educational Choice, Rural-Urban Migration and Economic Development”, *NBER Working Papers*.
- Wang, H. N., Z. M. Cheng and R. Smyth, 2018, “Do Migrant Students Affect Local Students’ Academic Achievements in Urban China?”, *Economics of Education Review*, 63: 64–77.

The Policy of Immigration Senior High School Entrance Examination, Educational Expansion and the Education Attainment of Local Students

YU Jin-xia¹, GAO Wen-shu²

(1. School of Economics, University of Chinese Academy of Social Sciences;

2. University of Chinese Academy of Social Sciences)

Abstract: Based on the introduction of the policy of immigration senior high school entrance examination, this paper studies the impact of expanding the education resources of migrant children on the local students' education acquisition. We use the CLDS data and design a difference-in-differences strategy for empirical analysis. The results show that after the implementation of the policy, the high school enrollment of local students has significantly decreased. In particular, local students who study in non-key schools and provinces where migrant students are allowed to apply for general high schools are more negatively affected. The mechanism analysis shows that after the policy is issued, the number of rural migrant students increased and more migrant students choose to continue to study in local general high schools, the shortage of enrollment resources caused by the failure to increase enough overall enrollment quota in time is the main reason for this result. The impact of the arrival of migrant children on the academic performance of local children is not the main mechanism. Therefore, expanding the enrollment quota is necessary to avoid the adverse consequences such as the decline of local students' education attainment and the expansion of education disparity while promoting the policy. It's also useful to break the obstacles of migrant students' education attainment.

Key words: immigration senior high school entrance examination policy; education expansion; local students; education attainment

(责任编辑: 孟大虎 责任校对: 孟大虎 刘泽云)