

公共服务均等化、教育公平与共同富裕

陈斌开 兖延锟 侯嘉奕^{*}

摘要：以撤县设区为准自然实验，本文讨论了公共服务均等化、教育公平和共同富裕的关系。研究发现，县改区后学龄青少年进入高中和大学的概率分别提高了 4.10% 和 4.88%，受教育年限增加了 0.29 年。其作用机制是，县改区提高了教育支出占比，破除了教育资源的行政壁垒，使被撤并县的居民享受了城市内部优质教育资源，促进了公共服务均等化和教育公平。另外，撤县设区不仅使受到影响的群体长期收入提高了 8.67%，且显著降低了辖区的收入不平等，促进了共同富裕。

关键词：公共服务均等化；教育公平；共同富裕

DOI：10.13821/j.cnki.ceq.2023.06.03

一、引言

共同富裕是社会主义的本质要求，是中国式现代化的重要特征，是人民群众的共同期盼。党的十九届五中全会提出，到 2035 年我国基本实现社会主义现代化时，全体人民共同富裕取得更为明显的实质性进展，其中将基本公共服务均等化列为实现共同富裕的重要内容。这表明，公共服务均等化是实现共同富裕远景目标的核心环节，这不仅是因为公共服务事关国计民生，还因为公共服务均等化可以有效降低社会中的机会不均等^①，在促进社会公平的进程中扮演着关键角色。

教育作为广大城乡居民最关心、最迫切的公共服务之一，教育的公平性是社会公平的基础，在公共服务体系中具有十分重要的地位。第一，教育机会不均等导致收入差距扩大（陈斌开等，2009；杨娟等，2015）。陈斌开等（2010）发现教育的差距对中国城乡收入差距的贡献已经高达 43.92%，并且随着近 20 年教育回报率的提高，教育对收入差距的影响还有上升趋势。第二，教育的不平等具有累积效应，使一部分低收入人群难以获得优质教育资源，从而形成低收入陷阱，加剧社会阶层的固化（Fernández and Rogerson, 2001），降低代际流动性。第三，大量研究发现，教育的干预进行的越早，效果越好（Barnett, 2011）。对于弱势家庭的孩子而言，教育机会的均等化意味着他们能够在年幼时接受与其他家庭相同的学校教育，对于日后的个体成就的取得和生活改善具

* 陈斌开，中央财经大学经济学院；兖延锟，西安交通大学经济与金融学院；侯嘉奕，北京大学光华管理学院。
通信作者及地址：侯嘉奕，北京市海淀区颐和园路 5 号北京大学光华管理学院，100871；电话：18603596035；
E-mail：houjiayi@pku.edu.cn。本文得到国家社科基金重大项目（21ZDA034）以及中央财经大学“中央高校基本科研业务费专项资金”资助，特此感谢。感谢刘瑞明、孙伟增、赵仁杰、冯晨、冷董以及当代中国经济与社会工作室对本文的帮助，本文曾在 2021 年中国青年经济学家联谊会年会、“全面深化改革中的经济与金融研讨会”以及第三届中国微观经济理论论坛中报告，感谢与会者的讨论。

① 机会不均等是指由人们无法主观控制的因素引起的不平等，例如家庭环境、父母学历和户籍制度等。

有十分重要的意义。

当前，教育公平依然面临很大挑战，主要表现在两个方面。一是教育投入的不均等导致教育机会的不均等，这主要体现在地区、城乡间教育投入的巨大差异导致教育资源分布的严重不均。例如李实和朱梦冰（2022）根据《中国教育经费统计年鉴》计算得出，在城乡之间，2018年城镇地区的小学生的生均教育经费投入为14 383元，而农村地区的小学生生均教育经费为11 827元，前者比后者高22%左右。而且，初中阶段的城乡间教育经费投入比高达1.39:1。在地区之间，2018年北京小学生生均教育经费是河南省的5倍。二是教育资源的行政壁垒，突出表现在大城市集中了优质的教育资源，但是由于户籍制度、学区制度导致优质的资源不能通过公平的手段合理分配，导致教育机会的不均等。例如重点学校往往集中在大城市内部，并且仅面向属地招生，周边区县、农村的孩子很难得到这些优质学校的就读机会。对此，家长只能通过购买学区房的方式使孩子进入优质的小学或者初中，这显著提高了中低收入家庭进入学区的壁垒，有损教育公平（张传勇等，2022）。2019年2月，中共中央、国务院印发的《中国教育现代化2035》提出“基本公共教育服务均等化是教育现代化的基本要求。要建立健全基本公共教育资源均衡配置机制，逐步缩小区域、城乡、校际差距，推进城乡义务教育一体化发展，对困难群体精准帮扶，努力让全体人民享有更公平的教育”。

因此，促进教育机会均等化，一方面要促进教育投入的均等化，另一方面要破除教育资源的行政壁垒，使不同人群拥有相同的机会享受高质量的教育资源。本文发现，中国各地进行的撤县设区对我们研究教育机会的均等化提供了绝佳的自然实验。^①这是因为，一方面，撤县设区之后，大部分财权上收至地级市政府，原来县级政府对于经济事务的决策权被大幅削弱，与此相对应的，原地方政府所承担的经济发展的义务也随之上移，其支出的责任也相应降低（卢盛峰和陈思霞，2017）。我们发现，由于支出责任的变化，地方政府在撤县设区之后提高了教育等公共服务支出占财政支出的比重，教育事业费和教育支出的比重提高了1.11%和2.31%。另一方面，撤县设区之后打破了教育资源的行政壁垒，原撤并县被纳入城市的统一规划，意味着城市内部优质教育资源的共享，事实上实现了教育机会的均等化。在上述两种机制的作用下，我们发现学龄青少年进入高中和大学的概率分别提高了4.10%和4.88%，同时受教育年限增加了0.29年。进一步研究发现，受到政策影响的群体，长期收入提高8.67%。不仅如此，该政策显著降低了辖区的收入不平等，缩小了收入差距，促进了共同富裕目标的实现。

第一，本文在经验上证实了公共服务均等化的重要影响，并探讨了公共服务均等化的实现机制。本文认为对于公共服务均等化，“动人”是比“动钱”更有效率的可行方式。目前大多数研究秉承第二种思路，认为公共服务均等化的核心在于财政体系，例如改革地方政府的事权匹配、转移支付体系等（倪红日和张亮，2012；曾红颖，2012），但是这一方式有产生新的资源错配和效率损失的可能。另外一种思路是“动人”，即允

^① 需要强调的是，“撤县设区”政策本身有诸多负面效应。部分城市通过“撤县设区”追求土地和行政区划意义上的城镇化，并没有真正带动城乡一体化和人口城镇化。“摊大饼”式扩张在许多城市引发了市域行政区划混乱、城市空间结构畸形、公共服务和施政效益低下的问题。2022年政府工作报告明确指出，要提升新型城镇化质量，严控撤县建市设区。本文使用“撤县设区”政策只是作为公共服务均等化的识别策略，而不是对“撤县设区”进行政策评估。恰恰相反，“撤县设区”政策本身的目的并不是为了促进人力资本积累和共同富裕，可以更好地保证这一政策的外生性，这正好为我们识别公共服务均等化对人力资本积累的影响提供了良好的机会。

许居民平等享受城市里优质的公共服务。本文利用撤县设区的经验证据表明，城市化是实现公共服务均等化的重要途径，但城市化的关键在于人的城市化，只有破除户籍制度等制度性障碍，才能够富有效率地实现公共服务的均等化（夏怡然和陆铭，2015）。

第二，本文为通过机会均等促进教育公平提供了严谨的实证证据。现有研究对于中国教育不平等现象的关注，主要集中在城乡之间和高等教育内部，本文认为，伴随着快速城市化进程，教育资源日益向大中核心城市聚集，这种优质教育资源的过分集聚已经超越教育的城乡差距，成为当前我国教育不平等的核心问题，而高等教育机会的不均等和人力资本代际流动性的降低，恰恰是基础教育不均等的延续。对此，一些研究指出，转移支付是解决教育公平的重要途径（范子英，2020），但实际上单纯依靠转移支付无法永久根治这一顽疾（张丽华和汪冲，2008）。本文指出，教育不平等的关键在于机会均等，破除居民接受高质量教育的机会不均等是未来实现教育公平的重要途径。

第三，本文将撤县设区的后果延伸至家户层面。撤县设区作为一项非常重要的行政区划改革，已有文献的关注点集中在改革后的宏观经济绩效上，极少有研究针对撤县设区对于居民、家户行为的影响开展研究。本文的工作将研究视角转移至微观个体，发现撤县设区会通过提高人力资本积累水平提高居民长期收入，这是对这一支文献的重要扩展和补充。

本文接下来的安排如下：第二部分是制度背景和典型事实；第三部分研究撤县设区对人力资本积累的影响；第四部分进行了机制分析；第五部分进一步讨论长期影响；第六部分为结语及政策启示。

二、逻辑框架^①

本文之所以利用撤县设区来识别公共服务均等化的影响，主要基于以下两点原因：

第一，尽管行政级别相似，县级政府和区政府的财权和事权的划分截然不同，体现在下辖县的社会经济管理权限相对独立，发展的重点在乡村，财政决策相对独立、税收上缴市比例低；而市辖区与市规划统一，发展的重点在市区建设，以第二、三产业为主，财政体制不独立且税收上缴市比例高。首先，在职能定位上，县级政府和区政府对于辖区的职能重心有很大不同。一般而言，县的管辖区域主要是农业生产区，相应的县政府的职能重心是服务当地农村经济，推动农业生产和经营的快速发展。而市辖区在本质上属于城市的行政分治区，是地级市根据城市治理和公共服务需要而设置的。其次，在财政体制上，县具有独立的财政权，而地市和市辖区之间实行分税制或者财政包干制，经济建设的支出被上移给市级政府，因此区政府的支出责任主要在于辖区内部的公共服务建设支出上（范子英和赵仁杰，2020），由此可见，县级政府经济发展的激励更强，生产性支出偏向更加明显；而区政府为本地居民提供公共服务的职能则更为突出。最后，在管理权限上，市辖区是城市治理的内部功能结构，在诸多管理权限方面受到地级市的限制，不具有县级市和县的相对独立性。县改区之后，大部分财权上收至地

^① 详细的文献评述与逻辑框架见附录 I。限于篇幅，附录未在正文报告，感兴趣的读者可在《经济学》（季刊）官网 (<https://ceq.ccer.pku.edu.cn>) 下载。

级市政府，原来县级政府对于经济事务的决策权被大幅削弱，与此相对应，原地方政府所承担的经济发展的义务也随之上移，其支出的责任也相应降低（卢盛峰和陈思霞，2017）。

第二，市辖区作为城市主体的核心组成部分，市辖区内居民比县内居民获取公共服务的行政壁垒更小，从而可以享受到城市内部高质量的教育资源。由于分权下的地方政府竞争机制，地方间出现了严重的地方保护和市场分割（周黎安，2004）。由于公共服务的外部性特征，这种依赖于行政区划的市场分割不仅体现在经济领域，在基础设施建设等公共服务方面也依旧如此，因此只有城市辖区内的居民能够享受到城市内部的公共服务。撤县设区以后，原本的县被纳入市一级的规划管理体系，在城市规划、产业布局和基础设施等方面可以按照城市辖区的标准配置（唐为和王媛，2015；Tang and Hewings, 2017），同时由于行政壁垒被打破，原撤并县的居民也可以享受城市内部的公共服务。例如，南京溧水区在撤县设区之前，溧水区不可以报考南京城区的高中，而在2007年撤县设区之后，溧水区与南京城区实施了教育并轨和统一招生。

三、基本结果

（一）数据、变量和识别策略

本部分主要数据来源为2010年人口普查数据。该数据以家庭为单位，对所有家庭成员的相关信息进行了调查，我们利用家庭代码将每个个体的家庭匹配起来，并利用“与户主的关系”识别家庭内部人员之间的亲属关系。为保证个体完成高中教育，我们选取了高中毕业时间在1988—2010年（即出生于1970—1992年）的样本，相对应的撤县设区（即处理组发生撤县设区改革）的时间为1995—2010年。同时，利用数据中的地区代码，我们还可以识别每一个家庭所在的地区，并具体到县级层面。

1. 相关变量

本部分被解释变量为人力资本水平，我们利用受教育程度作为代理变量。2010年人口普查数据中个体的受教育程度有7个层次，分别是1（未上过学）、2（小学）、3（初中）、4（高中）、5（大学专科）、6（大学本科）、7（研究生及以上）。我们选取了三个被解释变量，分别是是否上高中（若个体最高受教育程度为高中及以上则为1，否则为0）、是否上大学（若个体最高受教育程度为大学专科及以上则为1，否则为0），以及按照相应的受教育程度折算的受教育年限。^①

核心解释变量为撤县设区的虚拟变量。具体的赋值方式为，如果个体在15岁之前（高中入学前），所在的县通过撤县设区成为市辖区，则给这个个体赋值为1，否则赋值为0。其他的控制变量为性别、民族、户口性质和家庭规模。为了避免1994年分税制的影响，本文选取1995年及之后的撤县设区政策。^②

2. 识别策略

本文利用个体出生时间和所在地区两个维度的差异，基于横截面双重差分的方法研

^① 具体折算方式为：未上过学=0年；小学=6年；初中=9年；高中=12年；大专=15年；大学本科=16年；研究生=19年。

^② 描述性统计请见附录II表A1。

究撤县设区对于个体人力资本水平的影响。根据 Chen et al. (2020)，本文设定如下方程：

$$Y_{ict} = \alpha \times Treat_c \times Post_t + X_{ict} + \delta_c + \gamma_t + \theta_j \times \gamma_t + \varepsilon_{ict}, \quad (1)$$

其中， Y_{ict} 为位于区县 c 出生于 t 年的个体 i 的学业完成情况，分别为是否上高中、是否上大学以及受教育年限， $Treat_c$ 为区县 c 是否实施撤县设区， $Post_t$ 为该出生群组是否在撤县设区之后入读高中（是 = 1；否 = 0）， X_{ict} 为一系列个体控制变量，包括性别、民族、户口性质以及家庭规模， δ_c 为区县固定效应， γ_t 为出生年份固定效应， $\theta_j \times \gamma_t$ 为区县 c 所在的城市 j 和出生年份 t 的联合固定效应，标准误在区县层面进行聚类。系数 α 衡量了撤县设区对于学龄青少年人力资本积累的因果效应。

(二) 基准结果

表 1 给出了根据公式 (1) 进行估计的结果。在列 (1)–(3) 中，我们仅控制了个体出生年份和区县的固定效应，我们发现撤县设区对于所有被解释变量的影响都显著为正。在列 (4)–(6) 中，我们进一步控制了可能影响个体受教育水平的性别、户口和民族信息，同时还控制了出生年份和市的联合固定效应，以剥离那些每个市随时间变化的因素对于个体受教育水平的作用。我们发现，与前 3 列相比，3 个被解释变量的回归系数仅是在系数大小上略有变化，且仍然在 1% 的水平上显著为正。从经济意义上讲，撤县设区使得辖区学龄青少年高中入学率和大学入学率分别提高 4.10% 和 4.88%，受教育年限平均提高了 0.29 年，这分别相当于平均水平的 7.32%、26.45% 和 2.82%，具有十分显著的经济含义。^① 此外，我们还生成了 20 个出生群组 (cohort) 的虚拟变量，并与是否实施撤县设区的虚拟变量进行交互，从而考察这一政策对于政策发生之前已经上高中的学生是否产生了显著影响，以此来进行平行趋势检验，具体见附录 II 图 A1。

表 1 基准回归结果

	高中入学率 (1)	大学入学率 (2)	受教育年限 (3)	高中入学率 (4)	大学入学率 (5)	受教育年限 (6)
$Treat_c \times Post_t$	0.0414*** (0.0116)	0.0493*** (0.0162)	0.2725*** (0.0892)	0.0410*** (0.0080)	0.0488*** (0.0103)	0.2908*** (0.0564)
性别				-0.0367*** (0.0010)	-0.0076*** (0.0007)	-0.3263*** (0.0077)
户口				0.4809*** (0.0029)	0.3593*** (0.0041)	3.1451*** (0.0241)
民族				-0.0289*** (0.0035)	0.0000 (0.0025)	-0.3927*** (0.0284)
家庭规模				0.0011** (0.0005)	0.0021*** (0.0005)	0.0136*** (0.0032)

^① 本文还进行了一系列稳健性检验，包括考虑父母受教育水平、移民、异质性处理效应、控制撤县设区的选择变量、更换控制组以及其他一些同期的竞争性政策，具体回归结果见附录 II 图 A2，表 A2 至表 A8。

(续表)

	高中入学率 (1)	大学入学率 (2)	受教育年限 (3)	高中入学率 (4)	大学入学率 (5)	受教育年限 (6)
出生年份固定效应	是	是	是	是	是	是
区县固定效应	是	是	是	是	是	是
年份×市固定效应	否	否	否	是	是	是
观测值	1 853 860	1 853 860	1 853 860	1 853 860	1 853 860	1 853 860
R ²	0.212	0.185	0.268	0.372	0.325	0.433

注：括号中的数值为在县级层面聚类的稳健标准误；***、**和*分别表示在1%、5%和10%置信度水平下显著。

四、机制分析

上文的结果已经证明，撤县设区对于辖区学龄青少年的人力资本积累水平有显著的促进作用。下文将从两个方面去详细探讨其中的机制：第一，由县改区之后地方政府的支出责任发生变化，生产性支出偏向被削弱，公共服务供给相应加强；第二，撤县设区之后，被撤并县被纳入城市的统一规划，公共服务属地化带来的行政壁垒被破除，被撤并县也能够享受城市内部的公共服务。

(一) 撤县设区与公共教育投入

在这一小节中，我们使用了1994—2007年《全国地市县财政统计资料》，其中包含了全国2 800多个县（市、区）详细的财政收支数据，以及《中国县域统计年鉴》、EPS数据库、2010年人口普查数据、CHIP数据库的相关指标作为补充。

1. 相关变量

在研究政府支出的转变时，主要的被解释变量为县级层面的教育财政支出占财政支出的比例。具体的，本文选取了与教育直接相关的教育事业费、教育支出、中小学教师工资转移支付补助和文教部门基金支出占当年财政支出的比例作为被解释变量，此外，我们还使用了生均中学数量和生均中学教师数量作为补充，以印证教育财政投入的有效性。解释变量与第三部分一致。

2. 识别策略

在县级层面的回归中，我们的识别策略是一个县级层面的双重差分模型：

$$Edu_county_{ct} = \alpha \times Treat_c \times Post_t + X_{ct} + \delta_c + \gamma_t + \epsilon_{ct}, \quad (2)$$

其中， Edu_county_{ct} 为被解释变量，包括c县在t年的一系列教育支出占财政支出的比例，以及生均中学和教师数量。 $Treat_c \times Post_t$ 为核心解释变量，代表当地是否已经实施了撤县设区； X_{ct} 为一系列县级层面的控制变量，包括总人口、国民生产总值、第二产业产值占比以及财政总收入，相关数据来自EPS数据库。 δ_c 和 γ_t 为区县和年份的固定效应， ϵ_{ct} 为扰动项。在本部分使用人口普查数据的相关回归中，涉及到的数据和回归策略与第三部分一致。

3. 估计结果

表 2 呈现了公式 (2) 的基本结果, 我们发现政策发生之后, 当地政府的教育事业费、教育支出、中小学教师工资转移支付补助、文教部门基金支出占财政支出的比例, 提升幅度分别达到 1.11%、2.31%、0.50% 和 9.25%, 这说明地方政府行为出现了明显的变化。教育事业费作为中国各级各类教育经费的主要来源, 平均提高了 1 197 万元, 而中小学教师工资转移支付补助和文教部门基金支出比例也得到显著提高。除此之外, 我们还发现县级层面的教育基础设施有了明显改善, 具体表现为生均中学数量和中学教师数量的显著提升, 这进一步说明地方政府对于教育供给的增加。

表 2 撤县设区与教育投入均等化

	教育事业费 占比	教育支出 占比	中小学教师 工资转移支 付补助占比	文教部门基金 支出占比	生均中学 学校数量	生均中学 教师数量
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$Treat_c \times Post_t$	0.0111*** (0.0042)	0.0231*** (0.0082)	0.0050*** (0.0007)	0.0925*** (0.0345)	0.2924* (0.1647)	0.2804* (0.1570)
控制变量	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
区县固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	17 815	11 018	7 881	10 851	17 545	17 545
R^2	0.848	0.864	0.854	0.650	0.568	0.495

注: 括号中的数值为在县级层面聚类的稳健标准误; ***、** 和 * 分别表示在 1%、5% 和 10% 置信度水平下显著。

按照本文的逻辑, 撤县设区之后降低了地方政府的生产性支出偏向, 进而增加了公共服务供给的激励, 那么如果地方政府的生产性支出偏向增强, 则对公共服务的供给则会减少。因此, 为了验证这一点, 我们利用“省直管县”的政策来强化我们的逻辑。“省直管县”主要有两类, 一是在实际权力上实施“强县扩权”, 属于事权的下放, 即把地级市的部分经济社会管理权限直接下放到一些重点县, 主要包括计划管理、经费安排、税务办理、项目申报、用地报批、证照发放、价格管理、统计报送、政策享有、信息获得等方面; 二是在财政体制上实施“省直管县”改革, 属于财权的下放, 即在财政体制制定、转移支付和专款分配、财政结算、收入报解、资金调度、债务管理等方面跳过地级市, 全部或部分实行省对县的直接管理(才国伟等, 2011)。从实际效果来看, 省直管县改革增加了地方政府的实际权力和支出责任, 这会进一步加大地方政府之间的“增长竞争”, 从而导致更加严重的生产性支出偏向, 造成公共服务供给不足(王小龙和方金金, 2014)。

因此, 省直管县和撤县设区在地方政府的财政职权和相应的收支责任上具有截然相反的效果, 如果我们的逻辑成立, 那么省直管县改革减少了公共服务供给, 应该对辖区人力资本积累具有不利的影响。在表 3 中, 我们将解释变量换成省直管县政策后发现, 所有被解释变量对应的政策交互项都在 1% 的显著性水平上为负, 省直管县政策使高中入学率、大学入学率和受教育年限分别下降了 2.28%、6.45% 和 0.27 年。这一结果也与已有文献保持一致, 例如陈思霞和卢盛峰(2014)发现省直管县显著降低了教育等民

生性服务支出占比。贾俊雪和宁静（2015）也指出省直管县财政体制改革强化了县级政府以经济增长为导向的支出行为偏差，导致县级政府的基本建设支出比重平均增加了4.31%，教育支出比重和医疗卫生支出比重平均下降了1.06%和0.59%。

表3 撤县设区与教育投入均等化：省直管县的视角

	高中入学率	大学入学率	受教育年限
	(1)	(2)	(3)
$Treat_c \times Post_t$	-0.0228*** (0.0072)	-0.0645*** (0.0091)	-0.2672*** (0.0524)
控制变量	是	是	是
出生年份固定效应	是	是	是
区县固定效应	是	是	是
年份×市固定效应	是	是	是
观测值	1 853 860	1 853 860	1 853 860
R^2	0.380	0.342	0.440

注：括号中的数值为在县级层面聚类的稳健标准误；***、** 和* 分别表示在1%、5% 和10% 置信度水平下显著。控制变量包括个体的性别、民族、户口以及家庭规模。

（二）撤县设区与行政壁垒破除

在这一小节，我们将对撤县设区导致教育资源行政壁垒破除的机制进行检验。随着城市化进程的不断加快，资源在不断地向大中城市聚集，并且其受惠范围仅局限在市辖区内部。由于原来的县成为城市内部的一部分，属地化的破除扭转了上级政府提供公共服务的激励，打破了被撤并县与市区之间的行政壁垒，有利于被撤并县的居民享受到城市内部丰富且优质的教育资源，如名校、名师和更好的同群效应。理论上，如果城市内部的教育资源越丰富，优质教育资源越集中，则撤县设区对于人力资本积累的提升作用就越大。因此，我们在表4中考察了城市级别和城市规模的异质性影响，其背后的逻辑是，城市级别越高，享有的资源配置越好，公共服务供给的水平也越高，而城市规模越大，就越能发挥规模经济效应。我们发现，对于级别更高的城市（副省级城市和省会城市）以及人口更多的大城市（市区和近郊区非农业人口五十万以上的城市）而言，撤县设区的影响更大。

表4 撤县设区、行政壁垒与人力资本积累

	高中入学率	大学入学率	受教育年限	高中入学率	大学入学率	受教育年限
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$Treat_c \times Post_t \times$ 高级别城市	0.0408* (0.0236)	0.0590* (0.0352)	0.3988** (0.1870)			
$Treat_c \times Post_t \times$ 大城市				0.0227** (0.0090)	0.0367*** (0.0112)	0.2797*** (0.0642)

(续表)

	高中入学率 (1)	大学入学率 (2)	受教育年限 (3)	高中入学率 (4)	大学入学率 (5)	受教育年限 (6)
$Treat_c \times Post_t$	0.0320*** (0.0081)	0.0358*** (0.0086)	0.2030*** (0.0488)	0.0332*** (0.0041)	0.0378*** (0.0041)	0.2011*** (0.0258)
控制变量	是	是	是	是	是	是
出生年份固定效应	是	是	是	是	是	是
区县固定效应	是	是	是	是	是	是
年份×市固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	1 853 860	1 853 860	1 853 860	1 853 860	1 853 860	1 853 860
R^2	0.372	0.325	0.433	0.372	0.325	0.433

注：括号中的数值为在县级层面聚类的稳健标准误；***、** 和* 分别表示在 1%、5% 和 10% 置信度水平下显著。控制变量包括个体的性别、民族、户口以及家庭规模。

更为直接的，由于教育不平等体现在显性（教育机会）和隐性（教育质量）两个方面（Lucas, 2001），因此我们将从教育机会和教育质量两个维度进一步验证行政壁垒破除对于公共服务均等化的作用机制。在质量上，我们利用 CHIP2013 数据去观察被撤并县学龄儿童接触到城市内部优质教育资源之后的学业表现。^① 在 CHIP2013 的问卷中，如果个体“文化程度是高中或高中以上”，即个体读过高中的话，询问了个体高中就读的类型。我们由此生成重点高中的变量，具体的赋值方式是：如果个体就读的高中是“全国或省级重点中学”“地区（市、区）级重点中学”“县级及其他重点中学”时，则取 1；就读的是“非重点中学”时，则取 0。如果个体的最高学历为高中，我们可以根据问卷信息得出个体是否参加了高考，由此生成是否参加高考的哑变量。如果个体就读了大学，我们根据问卷可以获悉个体就读大学的类型，如果个体就读的大学是“985 工程院校”和“211 工程非 985 工程院校”时，我们认为个体就读于重点大学，赋值为 1；如果个体就读的大学是“其他非公立普通高校”“独立学院”“民办高校”时，则为普通大学，赋值取 0。表 5 的结果显示，撤县设区使学龄儿童升入重点高中和考入重点大学的概率提高了 9.94% 和 19.72%，同时参加高考的概率也显著提升了 14.43%，这意味着撤县设区扩大了城市内部优质教育资源受益范围，由此显著提高了人力资本积累水平。

表 5 教育质量均等化与人力资本积累 (CHIP2013)

	是否就读重点高中 (1)	是否参加高考 (2)	是否就读重点大学 (3)
$Treat_c \times Post_t$	0.0994** (0.0489)	0.1443** (0.0636)	0.1972** (0.0846)
控制变量	是	是	是
出生年份固定效应	是	是	是

^①之所以使用 CHIP2013 数据，是因为相比于其他微观调查数据（如后文使用的 CFPS、CHNS），只有 CHIP2013 详细询问了个体就读的高中和大学的具体类型，从而可以帮助我们判断撤县设区对于个体所受教育质量的影响。

(续表)

	是否就读重点高中	是否参加高考	是否就读重点大学
	(1)	(2)	(3)
区县固定效应	是	是	是
年份×市固定效应	是	是	是
观测值	6 816	9 207	2 169
R ²	0.404	0.323	0.420

注：括号中的数值为在县级层面聚类的稳健标准误；***、** 和 * 分别表示在 1%、5% 和 10% 置信度水平下显著。CHIPS 数据使用的是高中毕业时间在 1988—2013 年（即出生于 1970—1995 年）的样本，相对应的撤县设区（即处理组发生撤县设区改革）的时间为 1995—2013 年。在 CHIP2013 的数据中共包括了 218 个县（区），其中有 22 个县在样本期间进行了撤县设区。控制变量包括个体的性别、民族、户口以及家庭规模。

在数量维度上，我们使用同一个地级市内市辖区与县生均中学数量之比，以及生均中学教师数量之比来衡量城区与县教育资源的数量差异，比值越高说明差异越大。我们将其与撤县设区的虚拟变量进行交互后代入回归方程，估计结果见表 6。表 6 的结果显示，城区和县教育资源差距越大的地区，撤县设区对于人力资本积累的影响就越大。

表 6 教育机会均等化与人力资本积累

	高中入学率	大学入学率	受教育年限	高中入学率	大学入学率	受教育年限
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Treat _c × Post _t × 生均中学	0.0689*** (0.0252)	0.0909*** (0.0324)	0.4315** (0.1895)			
数量差异				0.0940** (0.0377)	0.1058** (0.0538)	0.6521* (0.3392)
Treat _c × Post _t × 生均中学				—0.0605 (0.0414)	—0.0694 (0.0580)	—0.4276 (0.3648)
教师数量差异						
Treat _c × Post _t	—0.0221 (0.0242)	—0.0391 (0.0304)	—0.1162 (0.1785)			
控制变量	是	是	是	是	是	是
出生年份固定效应	是	是	是	是	是	是
区县固定效应	是	是	是	是	是	是
年份×市固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	1 551 544	1 551 544	1 551 544	1 551 544	1 551 544	1 551 544
R ²	0.371	0.325	0.420	0.371	0.325	0.420

注：括号中的数值为在县级层面聚类的稳健标准误；***、** 和 * 分别表示在 1%、5% 和 10% 置信度水平下显著。控制变量包括个体的性别、民族、户口以及家庭规模。

五、进一步分析：公共服务均等化的长期影响

作为人力资本形成的重要途径之一，良好的教育是人们获得收入保障、社会地位的重要途径（罗楚亮和刘晓霞，2018）。根据上文的结果，我们已经发现撤县设区通过公共服务均等化提高了辖区学龄儿童的受教育水平，那么这些受到影响的个体未来是否能够取得较高的收入，地区的不平等状况是否能得到改善？

(一) 数据、变量与识别策略

为探究撤县设区对于居民长期收入和收入不平等的影响，本部分主要使用中国家庭追踪调查（CFPS）和中国健康与营养调查（CHNS）数据。本文使用了 CFPS2010—2018 年五期的数据，我们使用的样本为高中毕业时间在 1988—2018 年（即出生于 1970—2000 年）的样本，相对应的撤县设区（即处理组发生撤县设区改革）的时间为 1995—2018 年。中国健康与营养调查（CHNS）由美国北卡罗来纳大学人口中心、中国疾病预防控制中心营养与健康所联合收集。该数据包含了有关社会人口、家庭收入、营养健康、医疗保健、社会服务等多方面的信息，调查时间横跨 1989—2015 年间的 10 个年份，是一项大规模长期固定追踪调查。本文使用了 CHNS1989—2015 年 10 期的数据。此外，我们还利用《中国县域统计年鉴》以及 2010 年人口普查数据进行补充。

1. 相关变量

本部分的主要被解释变量有两类：(1) 收入水平，以 CFPS 数据中的家庭人均收入以及各类细分收入（如工资性收入、经营性收入、财产性收入、转移性收入、其他收入）衡量；(2) 地区的收入不平等程度。撤县设区对收入不平等的影响在地区层面可以进一步细分为两个方面，一方面是对于被撤并县内部的收入不平等的影响，另一方面则是对于整个地级市内部各个区县之间的收入不平等的影响。在具体计算方面，前者使用 CHNS 微观数据中的收入指标进行计算，后者使用县级面板数据中城镇居民人均可支配收入和农村居民人均纯收入进行计算，二者均使用基尼系数和泰尔指数作为衡量收入不平等的指标。

2. 识别策略

为识别撤县设区对于居民长期收入的影响，本文构建以下个体层面的双重差分模型：

$$Y_{ict} = \alpha \times Treat_c \times Post_t + X_{ict} + \delta_c + \gamma_t + \theta_j \times \gamma_t + \epsilon_{ict},$$

其中， Y_{ict} 为位于区县 c 出生于 t 年的个体 i 的收入水平，以所在家庭的人均收入以及各类细分收入衡量，其余变量的含义与基准回归一致。

为识别撤县设区对于地区收入不平等的影响，本文利用县级层面的双重差分模型进行识别：

$$Inequal_{kt} = \alpha \times Treat_k \times Post_t + \delta_k + \gamma_t + \epsilon_{kt},$$

其中， $Inequal_{kt}$ 代表地区 k （包含县域和地级市两个维度）的收入不平等程度，以基尼系数和泰尔指数衡量。 $Treat_k \times Post_t$ 代表当地是否已实施撤县设区。 δ_k 为地区层面的固定效应， γ_t 为年份固定效应， ϵ_{kt} 为扰动项。

(二) 估计结果

在表 7 中，借助于 CFPS 数据，我们使用与基准回归相同的设定考察了在高中入学前受到政策影响人群的收入情况。^① 表 7(1) 的结果显示，受到政策影响的个体，未来收入平均会比未受影响的个体高 8.67%，相当于 1 114.41 元。进一步的分析表明，收入

^① 使用 CFPS 数据的原因在于，相比于 CHIP 和 CHNS 数据，CFPS 数据在调查收入和消费支出时更为详细，可以将收入和消费支出划分为多种类别，以帮助我们更为细致地考察撤县设区对于收支的影响。

的提高主要来自工资性收入、经营性收入和财产性收入的提高，而转移性收入在减少，这说明受影响的个体由于自身收入的提高，更少地获得来自家庭成员以及社会的经济支持和捐助。

表7 公共服务均等化与收入增长

	家庭人均收入	工资性收入	经营性收入	财产性收入	转移性收入	其他收入
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Treat _c × Post _t	0.0867*** (0.0323)	0.3485** (0.1697)	0.2700** (0.1320)	0.6044* (0.3162)	-0.8264** (0.3786)	-0.1543 (0.1882)
控制变量	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
区县固定效应	是	是	是	是	是	是
年份×市固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	43 493	34 839	34 815	34 848	34 712	34 842
R ²	0.317	0.259	0.408	0.214	0.267	0.149

注：括号中的数值为在县级层面聚类的稳健标准误；***、** 和 * 分别表示在 1%、5% 和 10% 置信度水平下显著。控制变量包括性别、户口、年龄、民族、家庭规模、父母受教育水平。该表使用了 CFPS2010—2018 年的数据。

当然，我们必须要承认的是，撤县设区对于居民收入的影响有多种渠道，例如经济增长、企业活力的增强等，教育的提高仅仅是其中一个途径。但从理论上讲，几乎所有有关教育回报率的文献都认为教育程度的提高对于长期收入是有正向影响的 (Schultz, 1960, 1961, 1993; Becker, 1962, 1964; 李实和丁赛, 2003; 邢春冰等, 2013)，但在实证中，我们是否有信心认为表 7 中的结果中，确实有教育的机制在起作用？对此，我们进一步利用事件分析法研究了撤县设区对收入的影响。由于我们使用微观调查数据进行回归，在每一个年龄段内部的观测值就相对较少，因此为了增加每一个年龄段内部的观测值数量，提高估计的精度，我们将每 3 年看作一个队列。结果表明，平行趋势也得到了满足，即说明相比于撤县设区之前已经入读高中的人群（不受政策影响）而言，撤县设区后才入读高中的人群（受到政策影响）在收入上提升的幅度更大。这就进一步说明，教育是其中的一个重要机制，因为如果撤县设区对于收入的影响是通过其他因素（经济发展、企业发展等）造成的，那么应该对所有人都具有相似的影响，而不应以高中入学年龄为界，产生异质性影响。^①

在表 8 中，我们进一步考察了不平等的影响，表 8 中列（1）至列（2）的结果表明，撤县设区降低了被撤并县内部不平等大约 0.039—0.044 个单位，相当于均值的 10.81%—15.40%。列（3）至列（6）分别使用县级面板数据中城镇居民人均可支配收入和农村居民人均纯收入计算地级市内部的不平等指数。结果表明，撤县设区降低了地级市内部城镇居民收入不平等大约 0.0001—0.0019 个单位，相当于均值的 11.15%—15.21%；降低了农村居民收入不平等大约 0.0022—0.0066 个单位，相当于均值的 50.66%—66.06%。

① 平行趋势的结果见附录 II 图 A3。

表 8 公共服务均等化对不平等的影响

	县区内部		地级市内部(城镇)		地级市内部(农村)	
	基尼系数	泰尔指数	基尼系数	泰尔指数	基尼系数	泰尔指数
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Treat _k × Post _t	-0.0394*** (0.0088)	-0.0435*** (0.0122)	-0.0019* (0.0010)	-0.0001 (0.0001)	-0.0066** (0.0028)	-0.0022* (0.0013)
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
区县固定效应	是	是	否	否	否	否
市固定效应	否	否	是	是	是	是
观测值	86	86	1 999	1 999	4 136	4 136
R ²	0.838	0.785	0.905	0.890	0.880	0.848

注：括号中的数值为在县级层面聚类的稳健标准误；***、** 和* 分别表示在 1%、5% 和 10% 置信度水平下显著。第(1)—(2)列使用了 CHNS1989—2015 年的数据，第(3)—(6)列使用了 2000—2019 年的县级面板数据。

六、结语与政策建议

在通往共同富裕之路上，教育公平是最为核心的要素之一。推进教育、医疗、住房等公共服务的均等化，是我国消除贫困、改善民生、实现共同富裕的重要抓手。本文研究发现：第一，撤县设区后，学龄青少年进入高中和大学的概率分别提高了 4.10% 和 4.88%，受教育年限增加了 0.29 年。并且，当城市优质教育资源越集中时，这一效果越大。第二，机制分析表明，撤县设区一方面提高了教育事业费、教育支出等民生型支出占比，另一方面还破除了教育资源的行政壁垒，使被撤并县的居民享受到了城市内部优质教育资源，促进了公共服务均等化和教育公平。第三，进一步研究发现，受到影响的群体，长期收入提高 8.67%。同时，撤县设区显著降低了县区内部的不平等，地级市内部的居民收入差距也得到了明显减小。

随着中国特色社会主义进入新时代，我国社会主要矛盾也已经转化为人民日益增长的美好生生活需要和不平衡不充分的发展之间的矛盾，公共服务均等化无疑是解决这一矛盾的重要抓手。根据本文的研究内容，我们提出如下几条可能的政策建议：

第一，作为基本公共服务的主要提供者，各级政府要将社会福利的最大化和均等化作为首要的施政目标，努力提高公共服务供给的质量和效率。要进一步深化财税体制改革，不仅要实施设计更加合理的转移支付制度（张丽华和汪冲，2008；曾红颖，2012；尹振东和汤玉刚，2016），还要在根本上明确各级政府的事权（倪红日和张亮，2012），这样才能充分发挥中央和地方的积极性，激励地方政府主动作为，尽力做好辖区范围内的基本公共服务提供和保障，降低公共服务投入的机会不均等。

第二，公共服务均等化的核心在于人民群众不因性别、年龄、户籍、民族的不同而受到不同的待遇。因此，要消除区域之间（城与乡、县与区、大城市和中小城市）的公共服务不均等，意味着需要打破公共服务的行政壁垒，破除人口流动的管制（夏怡然和陆铭，2015），允许居民“用脚投票”，使广大居民有权利追求更高质量的公共服务。与此同时，促进公共服务的资源共享，发挥规模效应，提高公共服务供给的效率。

参考文献

- [1] Barnett, W. S., "Effectiveness of Early Educational Intervention", *Science*, 2011, 333 (6045), 975-978.
- [2] Becker, G. S., "Investment in Human Capital: A Theoretical Analysis", *Journal of Political Economy*, 1962, 70 (5, Part 2), 9-49.
- [3] Becker G., and S. N. Tomes, "Child Endowments and the Quantity and Quality of Children", *Journal of Political Economy*, 1976, 84 (4, Part 2), S143-S162.
- [4] 才国伟、张学志、邓卫广, “‘省直管县’改革会损害地级市的利益吗?”,《经济研究》, 2011年第7期, 第65—77页。
- [5] 陈斌开、杨依山、许伟, “中国城镇居民劳动收入差距演变及其原因: 1990—2005”,《经济研究》, 2009年第12期, 第30—42页。
- [6] 陈斌开、张鹏飞、杨汝岱, “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》, 2010年第1期, 第36—43页。
- [7] 陈思霞、卢盛峰, “分权增加了民生性财政支出吗?——来自中国‘省直管县’的自然实验”,《经济学》(季刊), 2014年第4期, 第1261—1281页。
- [8] Chen Y., Z. Fan, X. Gu, and L. Zhou, "Arrival of Young Talent: The Send-Down Movement and Rural Education in China", *American Economic Review*, 2020, 110 (11), 3393-3430.
- [9] 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页。
- [10] 范子英、赵仁杰, “财政职权、征税努力与企业税负”,《经济研究》, 2020年第4期, 第101—117页。
- [11] Fernández, R., and R. Rogerson, "Sorting and Long-Run Inequality", *Quarterly Journal of Economics*, 2001, 116 (4), 1305-1341.
- [12] 贾俊雪、宁静, “纵向财治理结构与地方政府职能优化——基于省直管县财政体制改革的拟自然实验分析”,《管理世界》, 2015年第1期, 第7—17页。
- [13] 李实、朱梦冰, “推进收入分配制度改革 促进共同富裕实现”,《管理世界》, 2022年第1期, 第52—61页。
- [14] 李实、丁赛, “中国城镇教育收益率的长期变动趋势”,《中国社会科学》, 2003年第6期, 第58—72页。
- [15] 卢盛峰、陈思霞, “政府偏袒缓解了企业融资约束吗?——来自中国的准自然实验”,《管理世界》, 2017年第5期, 第51—65页。
- [16] 罗楚亮、刘晓霞, “教育扩张与教育的代际流动性”,《中国社会科学》, 2018年第2期, 第121—140页。
- [17] 倪红日、张亮, “基本公共服务均等化与财政管理体制改革研究”,《管理世界》, 2012年第9期, 第7—18页。
- [18] Schultz, T. W., "Investment in Human Capital", *American Economic Review*, 1961, 51 (1), 1-17.
- [19] Schultz, T. W., "Capital Formation by Education", *Journal of Political Economy*, 1960, 68 (6), 571-583.
- [20] Schultz, T. W., "The Economic Importance of Human Capital in Modernization", 1993, *Education Economics*, 1 (1), 13-19.
- [21] Tang, W., and G. Hewings, "Do City-County Mergers in China Promote Local Economic Development?", *Economics of Transition*, 2017, 25 (3), 439-469.
- [22] 唐为、王媛, “行政区划调整与人口城市化: 来自撤县设区的经验证据”,《经济研究》, 2015年第9期, 第72—85页。
- [23] 王小龙、方金金, “政府层级改革会影响地方政府对县域公共教育服务的供给吗?”,《金融研究》, 2014年第8期, 第80—100页。
- [24] 夏怡然、陆铭, “城市间的‘孟母三迁’——公共服务影响劳动力流向的经验研究”,《管理世界》, 2015年第10期, 第78—90页。
- [25] 邢春冰、贾淑艳、李实, “教育回报率的地区差异及其对劳动力流动的影响”,《经济研究》, 2013年第11期, 第114—126页。
- [26] 杨娟、赖德胜、邱牧远, “如何通过教育缓解收入不平等?”,《经济研究》, 2015年第9期, 第86—99页。
- [27] 尹振东、汤玉刚, “专项转移支付与地方财政支出行为——以农村义务教育补助为例”,《经济研究》, 2016年第

- 4 期, 第 47—59 页。
- [28] 曾红颖, “我国基本公共服务均等化标准体系及转移支付效果评价”, 《经济研究》, 2012 年第 6 期, 第 20—32 页。
- [29] 张传勇、赵枢锦、王天宇, “民办学校、学区房溢价与基础教育资源的空间配置”, 《经济学》(季刊), 2022 年第 4 期, 第 1383—1404 页。
- [30] 张丽华、汪冲, “解决农村义务教育投入保障中的制度缺陷——对中央转移支付作用及事权体制调整的思考”, 《经济研究》, 2008 年第 10 期, 第 144—153 页。
- [31] 周黎安, “晋升博弈中政府官员的激励与合作——兼论我国地方保护主义和重复建设问题长期存在的原因”, 《经济研究》, 2004 年第 6 期, 第 33—40 页。

Equalization of Public Services, Educational Equity and Common Prosperity

CHEN Binkai

(Central University of Finance and Economics)

KANG Yankun

(Xi'an Jiaotong University)

HOU Jiayi*

(Peking University)

Abstract: Taking the county-district merger as a natural experiment, we try to discuss the relationship between equalizing public services, educational equity, and common prosperity. After the reform, the high school and university enrollment rate of teenagers increased by 4.10% and 4.88% respectively, and the years of education increased by 0.29 years. The primary mechanism is that the county-district merger increases the education expenditures and breaks the administrative barriers. Further research finds that the long-term income of the affected groups increased by 8.67%, significantly reducing the income inequality in the jurisdiction and promoting common prosperity.

Keywords: equalization of public services; educational equity; common prosperity

JEL Classification: O15, O38, H52

* Corresponding Author: Hou Jiayi, Guanghua School of Management, Peking University, No. 5 Yiheyuan Road, Haidian District, Beijing 100871, China; Tel: 86-18603596035; E-mail: houjiayi@pku.edu.cn.