财政教育支出能推动城乡居民共同富裕吗？

——基于微观家庭调查数据的经验证据

贾婷月　　王笑涵　　司继春

内容提要：本文将中国家庭收入调查数据与地级市财政教育支出匹配，实证检验了财政教育支出对城乡居民收入差距的经济效应、影响机制及异质性。研究发现：财政教育支出增加能有效缩小城乡居民收入差距；这一效应在多孩家庭和父母学历较低家庭中的作用效果更强。机制分析表明，财政教育支出使城乡居民之间受教育程度和年限逐渐趋同，推进了教育公平，提升了农村居民获得正规就业的机会，促进“农转非”居民身份转变，缩小了城乡居民社会保险参与率的差距，从而实现城乡居民收入差距的长期改善。据此，财政应在优化整合城乡教育资源、提高教育质量等方面精准施策，深化省以下事权与支出责任改革、创新制度，以加快我国从人口大国向人力资源大国转变，最终实现共同富裕。

关键词：财政教育支出　人力资本　城乡收入差距　共同富裕

中图分类号：F812.7　　**文献标识码：**A　　**文章编号：**1003-2878（2024）02-0057-0014

DOI:10.19477/j.cnki.11-1077/f.2024.02.003

一、引　言

习近平总书记指出：“教育公平是社会公平的重要基础，也是建设教育强国的内在要求。”“建设教育强国，是全面建成社会主义现代化强国的战略先导，是实现高水平科技自立自强的重要支撑，是促进全体人民共同富裕的有效途径，是以中国式现代化全面推进中华民族伟大复兴的基础工程。”长期以来，我国贫富差距主要来源于城乡收入差距。过去以“物”为尺度度量的共同富裕主要关注城镇快速发展、乡村日渐衰败的城乡发展差距。如今，中国式现代化下的共同富裕更加聚焦以“人”为

作者简介：贾婷月，上海社会科学院应用经济研究所助理研究员，电子邮箱：jty@sass.org.cn。
王笑涵，上海社会科学院研究生院硕士研究生，电子邮箱：wxh01062001@163.com。
司继春（通讯作者），上海对外经贸大学统计与信息学院讲师，电子邮箱：si.jichun@outlook.com。

基金项目：国家社会科学基金青年项目“‘双循环’新格局下政府投资转型对制造业结构升级的影响机制研究”（21CJY021）。
作者感谢匿名审稿专家所提宝贵建议，当然文责自负。

尺度来度量的人与人之间、群体与群体之间的差距（刘尚希，2022）。截至 2023 年，我国尚有 4.77 亿乡村常住人口以及 2.98 亿农民工，但农村居民人均可支配收入仅为 2.17 万元，而城镇居民人均可支配收入达到 4.71 万元[①]，缩小城乡居民之间收入差距仍然是推进共同富裕进程中最艰巨繁重的任务。

公共教育作为地方政府最重要的支出责任，直接关系地区人力资本积累和个人收入增长。现有研究表明，城乡之间教育发展的不平衡是城乡收入差距形成的重要原因（陈斌开等，2010；刘守英和李昊泽，2023）。我国政府也一直致力于改善城乡之间教育公共服务供给差距，几次重大的教育制度改革都涉及农村地区。如《国务院批转教育部 2003—2007 年教育振兴行动计划的通知》（国发〔2004〕5 号）中重点提出了要深化农村教育改革，发展农村职业教育和成人教育，推进“三教统筹”和“农科教结合”的改革方针。2010 年的《国家中长期教育改革和发展规划纲要（2010—2020 年）》（中发〔2010〕12 号）提出要更加重视教育公平和缩小城乡差距，建立城乡一体化的义务教育发展机制，在财政拨款、学校建设、教师配置等方面向农村倾斜。这些重大的教育政策改革均体现了党和政府为促进城乡教育公平、缩小城乡收入差距所做出的努力，也使得近年来财政在城乡公共教育投入力度方面逐渐趋同（黄祖辉和刘桢，2019）。

尽管经历了数次教育制度改革，长期的城乡二元发展模式仍然造成了农村居民人力资本水平偏低、城乡居民收入差距较高等遗留问题，并且存在长期效应。公共教育供给为改善农村居民人力资本水平提供“通道”。农村居民人力资本提升不仅是其获得更多城镇正规就业机会的主要渠道，还是突破户籍限制的有效途径。大量的农村儿童通过不断提高教育水平破除了户籍门槛歧视，并在城镇就业、安家落户，实现收入水平提高的代际传递效应。此外，农村居民人力资本提升还可提高其在就业时获得社会保险等福利待遇的概率，间接提高农村居民的可支配收入。

现有的相关研究主要聚焦于三个层面：一是教育公平对收入差距、共同富裕的影响（杨娟等，2015；李实和朱梦冰，2022；陈斌开等，2023）。二是从贫困代际转移的角度研究财政教育支出对农村居民减贫的效应（李晓嘉等，2021）。三是公共服务一体化对城乡收入差距的影响（李实和杨一心，2022；郭冬梅等，2023）。本文的边际贡献主要体现在如下三个方面：第一，本文以个体初中毕业年份构造初中毕业队列的方法匹配地级市财政教育支出数据，研究了财政教育支出对城乡居民收入差距的影响及机制，充分考虑了财政教育支出影响的长期特征。第二，现有研究多以城市层面的基尼系数、泰尔指数等衡量城乡收入差距，是宏观层面的以“物”度量的城乡收入差距。本文立足于推进人的现代化发展背景，使用微观个体数据，将地级市财政教育支出数据与 CHIPS 个体层面数据样本匹配，通过构造户口登记类型与财政教育支出交互项检验财政教育支出对城乡居民收入差距的影响，且从个体微观特征着手进行异质性分析是以“人”度量的城乡居民共同富裕的研究。第三，本文在深度分析财政教育支出对城乡收入差距的影响机制时，不仅以改善城乡居民人力资本差距、促进城乡居民教育公平为主要机制进行实证检验，还进一步从是否获得正规就业、“农转非”居民身份转变和社会保险参与率三方面系统识别财政教育支出的影响机制，从而为推进城乡居民共同富裕的教育政策设计提供经验证据。

① 数据来源：《中华人民共和国 2023 年国民经济和社会发展统计公报》。

二、理论分析与研究假设

城乡居民发展的机会公平问题是共同富裕的重要问题之一。在机会平等的“环境－努力”二元分析的经济学理论框架下，由性别、出生地、家庭背景等先天不可控制的“环境”因素以及由教育、就业等通过后天努力可以改善的“努力”因素共同构成了机会不平等（Roemer，1998）。该理论认为，“环境”因素所导致的机会不平等有失社会公平正义，应予以政策矫正。结合中国现实情况，中国的城乡户籍制度是造成机会不平等的首要因素（史新杰等，2022），直接与居民收入水平挂钩。而作为后天“努力”因素之一的教育，其不断提高则能弥合由“环境”因素造成的收入不平等，改善收入分配差距。集资源配置、收入分配和经济稳定三大职能于一体的公共财政，其对教育领域的投入既关系到城乡教育资源的有效配置，又影响着城乡居民教育资源的公平分配。

2003 年以前，我国的财政很大程度上是城市财政，长期以来形成了“农村教育农民办”的局面，导致城乡教育水平存在较大差距，农村居民人力资本水平明显低于城镇居民。陈斌开等（2010）研究了中国 1981—2001 年教育投入对城乡收入差距的影响，该研究指出偏向城市的教育支出是城乡收入差距扩大的主要原因。2003 年以后，“三农”发展中属于政府职责的事务逐步纳入各级财政支出范围，财政教育支出也开始不断向农村倾斜。通过计算农村与城市生均教育经费支出占比发现，2002—2021 年，城乡之间生均教育经费差距逐渐缩小，义务教育城乡投入几乎趋同[①]。农村教育水平的提高所带来的农村居民人力资本水平的提升大大缓解了农民工工资性收入中的机会不平等（张琛等，2023）。

从作用机制上来看，首先，财政教育支出促进了以教育为代表的人力资本在城乡间的公平配置。教育作为人力资本的核心，承担着人才培养的重任。个人的人力资本差异决定个人的收入增长差异（李建伟等，2023）。教育公共品的资源有效配置能够长期改善农村人力资本水平（梁超和王素素，2020）。近年来向农村倾斜的财政教育支出通过降低农村居民的教育成本、提高其教育服务体系的可得性等途径，提升农村居民发展能力，阻断低收入的代际传递。其次，财政教育支出对农村居民人力资本积累的促进作用，还将通过三个路径进一步传递，从而实现其收入水平的更快增长。

一是获得正规就业机会的增加。正规就业水平的提高是农村居民收入增长的重要途径。公共教育投入加速了农村居民转移至城市非农部门就业（程锐和马莉莉，2022），这不仅直接提高农业部门生产效率，促进农村工资水平增长，还间接降低劳动力从农业部门到非农业部门的转移成本（李昕和关会娟，2018）。此外，城市经济学理论认为劳动力技能与用工部门的匹配程度越高，培训成本则越低，劳动力实际收入水平和生产效率越高。农村居民受教育水平提高有利于自身技能的提升，使其能够与就业结构更加适配，从而更容易获得正规就业，推动其收入增长。

二是促进“农转非”户籍转化。打破户籍限制的壁垒是缩小城乡居民收入差距的重要手段。户口是中国特有的影响机会不平等的重要因素。农村居民受教育程度的提高，可使其获得正规就业或升学的概率提高，并由此获得农业户口转为非农户口的机会（赵西亮，2017），从而与城镇居民享有同等待遇的公共服务，实现城乡居民收入差距缩小。

① 数据来源：《中国教育经费统计年鉴》，经计算得到。

三是提高农村居民就业时的社会保险参与率。农村居民社会保险参与率的提高，有助于缩小城乡居民实际收入差距。教育提升了农村居民获得正规就业的概率，从而使其有更高的几率在就业时获得劳动权益保障和社会保险福利，提高社会保险参与率。就居民个人而言，社会保险的获得有利于降低其预防性储蓄，提高其可支配收入。而城乡居民社会保险参与率差距的降低，不仅可使城乡居民可支配收入差距缩小，更是社会福利逐渐趋向公平分配的体现。就社会整体而言，随着农村居民社保参与率的提高，我国的社会保障制度对农民工和农村居民的再分配作用将有所增强（杨穗和赵小漫，2022）。

基于上述分析，本文提出如下待检验的研究假设：

假设 1：财政教育支出能够改善城乡居民收入差距。

假设 2：财政教育支出以缩小城乡居民人力资本水平差距、促进城乡居民教育公平为主要机制改善了城乡居民收入差距。

在假设 2 的前提下，本文进一步得出如下推论：

推论 1：财政教育支出还会通过缩小城乡居民获得正规就业机会的差距、打破户籍限制壁垒和缩小城乡居民社保参与率差距三条路径改善城乡居民收入差距。

三、数据描述与模型设计

（一）变量与数据说明

为充分发挥微观数据在城乡居民收入差距研究上的优势，本文将微观个人数据与地级市财政教育支出的宏观数据匹配，得到混合截面数据进行实证分析。在个体选择上，本文使用 2007、2013 和 2018 年的中国家庭收入调查（CHIPS）数据中的城镇、农村以及外来务工住户微观样本，选取了处于劳动力市场活跃期 18—65 岁的个人样本，剔除了尚未参加工作的在校学生。地级市的财政教育支出数据来源于国泰安 CSMAR 数据库，并根据个体初中毕业的年份构造队列（*cohort*），匹配财政教育支出数据。

因变量为个人总收入，以问卷中所收集的主要工作收入和其他工作收入加总度量，本文采取两类收入之和再加 1 以后取自然对数的方式处理。

核心解释变量主要采用以下方式度量：

财政教育支出。本文使用个体初中毕业年份对应的全国 170 个地级市 1990—2021 年的财政教育事业费支出的自然对数表示。考虑到财政教育支出对个体的作用存在长期滞后性，且基础教育是城市级财政教育支出的主要构成部分，因而本文以个体初中毕业时间构造队列，将初中毕业年份的财政教育支出数据匹配至微观个体数据。其中，个体初中毕业年龄根据问卷中个体高考年份设置，高考年份缺失的样本以 15 岁代替。由于 2015 年初中毕业的个体在 2018 年调查时多数还没有进入劳动力市场，因而最终匹配得到的财政教育支出时间为 1990—2015 年。

居民户口登记类型。使用问卷中调查年份户口登记类型中的农业户口和非农业户口构造虚拟变量，其中非农业户口赋值为 1、农业户口赋值为 0，并剔除样本中“居民户口”和“外籍户口”样本。

户口登记类型与财政教育支出的交互项。本文以户口登记类型与财政教育支出的交互项作为核心解释变量，检验财政教育支出对城乡居民收入差距的作用效果，为方便系数解释，将交互项中的财政教育支出减去其均值，即进行中心化处理。

基于调查问卷中的问题，本文控制了个体的婚姻状态、民族和性别三个个体特征。此外，家庭特征能够影响对子女的教育投入，特别是家庭中父母学历较高，其子女的学历也相对较高（Cui 等，2019），因而本文进一步在基准回归中控制父母学历这一家庭特征。为尽可能地避免个体特征和城市宏观经济特征等影响，回归同时控制了个体出生年份、问卷调查时间固定效应以及地级市固定效应。

本文所选择的研究变量如表 1 所示：

表 1　研究变量及说明

	维度	变量	变量解释
基准回归	个人收入	个人总收入（ln *income*）	年总收入 +1，并取自然对数
	财政教育支出	财政教育支出（ln *PEE*）	地方财政教育事业费支出并取自然对数
	个人特征	户口登记类型（*hukou*）	非农户口 =1，农业户口 =0
		性别（*gender*）	男性 =1，女性 =0
		婚姻状态（*married*）	已婚 =1，未婚 =0
		民族（*nation*）	汉族 =1，少数民族 =0
	家庭特征	父母学历（*parents_ edu*）	父母双方任意一方文化程度为大专及以上 =1， 均为大专以下 =0
机制检验	人力资本	受教育程度（*highschool*）	文化程度为初中以上 =1，初中及以下 =0
		受教育年限（*eduyear*）	受正规教育的年数
	正规就业	用工合同情况（*contract*）	正式合同工 =1，未签署合同 =0
	社会保险	社会保险（*soci_ security*）	工作提供社会保险 =1， 不提供 =0（包含失业保险、养老保险等共 5 类）
	户籍转化	“农转非”（*rur_ urb*）	有过“农转非”经历 =1， 没有“农转非”经历的农业户口居民 =0
稳健性与异质性检验	其他家庭特征	独生子女（*only_ child*）	独生子女 =1，非独生子女 =0
		兄弟姐妹数量（*siblings*）	个体所拥有的兄弟姐妹数量（不包括自己）
	工作经验	工作年限（*experience*）	调查年份与开始这份工作的年份的离差

注：除财政教育支出外，其余变量均来自调查问卷中的具体问题。其中，个体受教育程度使用 2007 年调查问卷中的“文化程度”、2013 和 2018 年问卷中的“最高学历”设置，初中以上学历代表中高等教育程度，赋值为 1；个体受教育年限来自问卷中的“受正规教育的年数”。

本文最终得到了初中毕业年份在 1990—2015 年的共计 20368 个基准回归的有效样本，覆盖 170 个地级市，其中包含 72.8% 的农业户口居民和 27.2% 的非农户口居民。表 2 报告了主要变量的描述性统计结果。

表 2　变量的描述性统计

变量	全样本			非农户口			农业户口		
	观测值	平均值	标准差	观测值	平均值	标准差	观测值	平均值	标准差
个人总收入（元）	20368	32050	39451	5550	45892	52808	14818	26865	31565
财政教育支出（万元）	20368	248418	495539	5550	309028	621169	14818	225716	437200
户口登记类型	20368	0.272	0.445	5550	1	0	14818	0	0
性别	20368	0.542	0.498	5550	0.510	0.500	14818	0.553	0.497
民族	20368	0.971	0.293	5550	0.959	0.199	14818	0.976	0.321
婚姻状态	20358	0.573	0.495	5544	0.691	0.462	14814	0.528	0.499
父母学历	15374	0.022	0.148	4209	0.067	0.250	11165	0.006	0.075
个体受教育程度	20333	0.539	0.498	5538	0.866	0.340	14795	0.417	0.493
受教育年限（年）	20240	11.093	3.252	5515	13.699	2.902	14725	10.117	2.809
工作经验（年）	18577	4.497	4.082	5171	6.016	4.951	13406	3.912	3.521

（二）实证策略

CHIPS 数据并非跟踪数据，因而本文使用的这三年调查样本为混合截面数据。本文的实证策略是通过构造户口登记类型与财政教育支出的交互项来验证财政教育支出对城乡居民收入差距的影响，回归方程如下：

$$\ln income_{ibct}=\beta_0+\beta_1 \ln PEE_{ibct}+\beta_2 hukou_{ict}+\beta_3 hukou_{ict}\times \ln PEE_{ibct}+\beta_4 X_{ibct}+\delta_b+\eta_c+\gamma_t+\varepsilon_{ibct} \quad (1)$$

其中，i 代表居民个体，b 代表出生年份，t 代表调查年份，c 代表城市，被解释变量 $\ln income_{ibct}$ 为个人总收入加 1 后的自然对数；$\ln PEE_{ibct}$ 为调查时点为 t 年的个体 i 在初中毕业时的 c 城市的财政教育支出；$hukou_{ict}$ 为城市 c 中个体 i 在调查时点 t 的户口登记类型；X_{ibct} 为样本个体和家庭层面的控制变量，包含性别、婚姻状态、民族和父母学历；δ_b 为个体出生年份的固定效应，η_c 为城市固定效应，γ_t 为样本调查年份固定效应，ε_{ibct} 为误差项，标准误在城市层面进行聚类。其中，交互项的系数 β_3 是本文关心的核心参数，若 $\beta_3<0$，则说明财政教育支出增加使农村居民收入增长更快，城乡居民收入差距缩小。本文使用的财政教育支出数据为个体初中毕业时的数据，作为事前变量，内生性问题相对较小。

四、实证结果分析

（一）基准回归

表 3 为财政教育支出对城乡居民收入差距的基准回归结果，控制调查年份、个体出生年份和城市的固定效应及其他控制变量后，财政教育支出和户口登记类型的回归系数均显著为正，表明财政教育支出增加会提高个体收入。第（5）列中交互项的回归系数意味着财政教育支出每增加 1%，平均而言农业户口与非农户口之间的收入差距就会减少 0.44%。①

① 根据实证结果，城乡收入差距约为 57.78%（exp（0.456）－1），而 1% 的财政教育支出增加会使得农村居民收入相对于城镇居民收入增加 0.26%，即缩小约 0.44%。

表 3　基准回归

变量	被解释变量：ln *income*				
	（1）	（2）	（3）	（4）	（5）
hukou×ln *PEE*	–0.198**	–0.219**	–0.219**	–0.223**	–0.256**
	（0.097）	（0.101）	（0.101）	（0.100）	（0.103）
hukou	0.507***	0.547***	0.547***	0.550***	0.456***
	（0.093）	（0.094）	（0.094）	（0.092）	（0.098）
ln *PEE*	0.254***	0.247***	0.247***	0.225***	0.207**
	（0.077）	（0.077）	（0.077）	（0.074）	（0.083）
gender		1.192***	1.192***	1.153***	0.998***
		（0.072）	（0.072）	（0.068）	（0.066）
nation			0.112*	0.109*	0.130**
			（0.062）	（0.062）	（0.060）
married				–0.364***	–0.288***
				（0.069）	（0.062）
parents_edu					0.571***
					（0.139）
城市、时间及出生年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
观测数	20368	20368	20368	20358	15365
调整 R^2	0.141	0.178	0.178	0.180	0.228

注：*、** 和 *** 分别表示 10%、5% 和 1% 的显著性水平。括号中为标准误。为节约表格篇幅，省略报告常数项回归结果，下同。

（二）稳健性检验

为了尽可能地证明基准回归结果的稳健性，本文主要采用以下五种方式进行稳健性检验：

第一，更换匹配财政教育支出数据的年份。在基准回归中，没有统计高考年份的个体样本统一使用个体 15 岁对应年份匹配财政教育支出数据，这一部分样本不仅包含学历在初中以下的样本，还可能是由于数据丢失、遗漏导致。为保证回归结果的稳健，首先，本文将样本全部按照个体 15 岁对应年份匹配财政教育支出数据；其次，按照个体初中毕业前一年、初中毕业前两年进行匹配。此外，另有样本接受了高中及以上教育，为此，本文还使用个体初中毕业后一年、初中毕业后两年对应年份匹配财政教育支出数据。表 4 回归结果表明，在分别采用了不同的时间节点匹配数据后，交互项的回归系数仍然显著为负，且估计系数稳定，表明财政教育支出增加对城乡居民收入公平有显著的促进作用，回归结果保持稳健。

表 4　稳健性检验：更换财政教育支出匹配年份

变量	（1）	（2）	（3）	（4）	（5）
	15 岁	初中毕业前一年	初中毕业前两年	初中毕业后一年	初中毕业后两年
hukou×ln *PEE*	–0.269**	–0.272**	–0.241**	–0.284***	–0.261***
	（0.108）	（0.111）	（0.110）	（0.096）	（0.084）
hukou	0.416***	0.435***	0.365***	0.498***	0.504***
	（0.106）	（0.100）	（0.105）	（0.091）	（0.091）
ln *PEE*	–0.020	0.194**	0.175**	0.162**	0.227***
	（0.115）	（0.082）	（0.075）	（0.072）	（0.078）
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
城市、时间与出生年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
观测数	15105	13975	12522	16956	18575
调整 R^2	0.227	0.222	0.216	0.234	0.237

注：为节约表格篇幅，本表及下表省略汇报控制变量结果，控制变量选择与基准回归一致。

第二，采用不同的划分方式，重新界定城乡居民。由于样本中存在农业户籍居民是城镇常住人口的情况，本文采用两种方式重新划分城乡居民。表 5 中的列（1）根据居民接受问卷调查时居住地属性划分，若居民为农业户口但居住在城镇，划分为城镇居民，反之划分为农村居民；列（2）把农业户口样本扩大，将有过“农转非”经历的居民纳入农业户籍样本。结果显示，交互项回归系数仍然显著为负，基准回归结果稳健。

第三，将样本范围缩小至户籍人口。CHIPS 样本中包含了少部分非户籍常住人口，而中国的基础教育主要与户籍挂钩，公共教育对非户籍人口的影响相对较弱，因而此处仅保留户籍人口样本进行回归。表 5 第（3）列显示，样本缩小为调查地户籍人口的样本后，交互项的回归系数仍然显著为负，与基准回归一致。

第四，进一步控制家庭特征。家庭资源是稀缺资源，若子女为非独生子女，教育资源将会分配到其兄弟姐妹身上。兄弟姐妹数量越多，中国农村家庭的女性教育获得降低的情况往往更为严重（郑筱婷和陆小慧，2017）。此外，兄弟姐妹数量与质量对教育等因素的影响还呈现非线性特征（Qian，2009；林文炼和李长洪，2020）。基于此，在控制了父母学历的基础上，还进一步分别控制了是否为独生子女、兄弟姐妹数量及其二次项（$siblings^2$），回归结果见表 5 的第（4）—（6）列。2007 年问卷缺少“兄弟姐妹数量”与“是否独生子女”数据，因此回归中仅使用 2013 和 2018 年的调查样本。实证结果发现，进一步控制了家庭特征后，交互项回归系数仍然显著为负，回归结果依然稳健。

第五，控制当前工作的工作经验。源于 Mincer（1974，1991）对人力资本投资的研究，在教育回报相关研究中，经验及其平方项是重要的控制变量。本文被解释变量同样为收入，然而我们在基准回归中并没有控制经验，其原因主要有两点：首先，在基准回归中我们加入了出生年份和调查时间的固定效应，而工作经验约等于调查时间减出生年份再减受教育年限，此时在回归中加入工作经验与直接加入受教育年限作为控制变量几乎等价。然而，用受教育程度衡量的人力资本水平是本文的重要机制变量，从而受教育程度（几乎等价于经验）对于基准回归是一个“坏控制”（Angrist 和 Pischke，2009；Cinelli 等，2022）。其次，考虑到样本中有正式工作的个体才有工作经验，如果控制工作经验，相当于只使用了有正式工作的样本，而没有正式工作是受教育程度的结果，这同样有“坏控制”的问题（Cinelli 等，2022）。虽然有以上问题，我们在稳健性检验中，仍然使用调查年份与当前工作起始年份之差作为工作经验的代理变量，并同时控制了工作经验及其平方项（$experience^2$），回归结果见表 5 中的列（7）。实证结果发现，控制了工作经验及其平方项后交互项的回归系数依然显著为负，回归结果稳健。

表 5　稳健性检验：更换城乡居民界定、缩小样本范围和增加控制变量

变量	（1）	（2）	（3）	（4）	（5）	（6）	（7）
	重新界定城乡居民		户籍人口样本	控制家庭特征			控制工作经验
hukou×ln *PEE*	−0.261***	−0.223**	−0.310***	−0.186**	−0.186**	−0.185**	−0.138***
	（0.073）	（0.094）	（0.097）	（0.088）	（0.087）	（0.087）	（0.052）
hukou	1.156***	0.479***	0.636***	0.475***	0.445***	0.452***	0.183***
	（0.107）	（0.101）	（0.099）	（0.094）	（0.091）	（0.091）	（0.059）
ln *PEE*	0.271***	0.177**	0.136	0.238**	0.237**	0.237**	0.106**
	（0.086）	（0.080）	（0.085）	（0.092）	（0.092）	（0.092）	（0.044）
only_child				−0.030			
				（0.065）			

续表

变量	（1）	（2）	（3）	（4）	（5）	（6）	（7）
	重新界定城乡居民		户籍人口样本		控制家庭特征		控制工作经验
siblings					−0.051	−0.007	
					（0.034）	（0.050）	
$siblings^2$						−0.011	
						（0.010）	
experience							0.021
							（0.013）
$experience^2$							−0.001
							（0.001）
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
城市、时间与出生年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测数	15371	15365	12302	10931	10931	10931	14369
调整 R^2	0.245	0.227	0.252	0.172	0.173	0.173	0.573

综上所述，无论是基准回归还是稳健性检验，回归结果均验证了增加财政教育支出规模能够显著缩小城乡居民收入差距，有利于推进城乡居民共同富裕，假设 1 得以印证。

五、机制分析

人才是促进高质量发展的第一资源，但目前中国农村人力资本水平总体仍然较低。表 2 的描述性统计中，有 58.3% 的农村居民文化程度仅为义务教育，而城镇居民样本则有 86.6% 是高中及以上学历，这不仅无益于农村居民收入增长，更阻碍了我国“素质红利”的形成，影响经济高质量发展。由此，本文在机制检验上首先重点考察财政教育支出对城乡居民人力资本差距的改善是否存在积极作用。若上述机制得以验证，本文将进一步检验财政教育支出是否还通过提高农村居民正规就业机会、促进“农转非”户籍转化以及提升社会保险参与率三条路径缩小城乡居民收入差距。

（一）城乡居民人力资本差距的改善

本文从个人受教育程度和受教育年限两个维度检验财政教育支出对城乡居民人力资本差距的影响，从表 6 的列（1）和（2）的回归结果可以发现，随着财政教育支出的增加，农村居民的人力资本增长速度高于城镇居民，城乡居民之间的人力资本差距缩小。根据回归结果，财政教育支出每增加 1%，会使得城乡之间受教育年限的差距减少 0.11%，接受中高等教育的概率差距减少 1.75%。这一结果与描述性统计中农村居民平均仅 10 年的受教育年限相呼应，即财政教育支出对于农村居民人力资本的促进作用主要体现在接受中高等教育的广延边际上，而不是增加已经接受中高等教育的农村居民的教育年限，即集约边际上。以上结果表明，假设 2 得到印证。

（二）正规就业机会的增加

本文使用农业户籍劳动力就业时是否签订劳动合同作为正规就业机会获得的代理指标，数据来自 2018 年 CHIPS 问卷中“居民所从事的工作是否签署正式合同”。表 6 列（3）中的回归结果表明，财

政教育支出每增加 1%，城镇居民签署正式合同的概率平均会增加 5.2%，而农村居民签署正式合同的概率平均会增加 10.4%，这一区别接近一倍且在统计上显著，说明财政教育支出的提高有力地缩小了城乡居民之间获得正规就业机会的差距，农村劳动力进城务工时签订正式合同的概率实现较快增长，城乡户籍居民就业时受到劳动权益保障上的差距在逐渐缩小。

（三）促进“农转非”户籍转化

财政教育支出不仅提升了农村居民人力资本水平，还提高了其获得正规就业的概率，同时也使其升学的几率更大，这是居民实现从农村户口向非农户口转换的重要途径。本文进一步检验财政教育支出对“农转非”户籍转化的经济效应。表 6 中的列（4）回归结果发现，财政教育支出水平每增加 1% 就会使得“农转非”户籍转化概率提高 4.1%。“农转非”使农业户口居民成为真正的城镇居民，与原有城镇户口居民享受同等的社会保障、公共医疗等基本公共服务，其子女在基础教育获得上也不再会受到户籍门槛的限制。研究表明，政府对公共教育的投入是农村居民突破户籍限制、改善机会不公平的重要途径，不仅加速了农业人口市民化过程，还从长期上缩小了由户籍身份不同导致的城乡居民收入差距。

表 6　机制检验：人力资本、正规就业与“农转非”

变量	（1）	（2）	（3）	（4）
	是否接受了中高等教育	受教育年限	正规就业	“农转非”
hukou×ln *PEE*	−0.066***	−0.326***	−0.052***	
	（0.012）	（0.080）	（0.012）	
hukou	0.377***	2.868***	0.227***	
	（0.016）	（0.126）	（0.020）	
ln *PEE*	0.192***	1.381***	0.104***	0.041***
	（0.037）	（0.272）	（0.025）	（0.015）
控制变量	控制	控制	控制	控制
城市、时间与出生年份固定效应	控制	控制	控制	控制
观测数	17799	17716	4305	14910
调整 R^2	0.294	0.404	0.252	0.143

（四）社会保险参与率的提高

上文验证了财政教育支出能够缩小城乡居民获得正规就业机会的差距，还提高了农业户籍居民“农转非”户籍转化的概率。在此前提下，本文进一步检验财政教育支出提高时，农业户籍人口就业时职工社会保险参与率是否相对城镇户口居民增长更快。本文使用 2018 年 CHIPS 问卷中“工作单位是否提供失业保险、工伤保险、生育保险和养老保险”直接度量这四类社会保险；医疗保险的度量上，使用问卷中的“是否参加了城镇职工基本医疗保险”或“公费医疗或统筹”两个问题度量，若参加了其中一项即设置为 1，若均未参加，则设置为 0。

表 7 显示，五类社会保险的回归中，交互项系数均显著为负，说明财政教育支出增长时，农村居民进入城镇部门之后的社会保险参与率相对城镇户籍人口实现更快增长，财政教育支出每增加 1%，城乡之间的社保参与率差距就会缩小 0.2% 左右，这缩小了城乡居民之间社会保险福利待遇获得上的差距。

综合以上机制分析，推论 1 得以印证。

表 7　机制检验：社会保险参与率

变量	（1）	（2）	（3）	（4）	（5）
	失业保险	工伤保险	生育保险	医疗保险	养老保险
hukou×ln *PEE*	−0.035***	−0.037**	−0.042***	−0.057***	−0.062***
	（0.010）	（0.017）	（0.013）	（0.014）	（0.015）
hukou	0.216***	0.187***	0.186***	0.298***	0.288***
	（0.022）	（0.028）	（0.025）	（0.023）	（0.026）
ln *PEE*	0.057**	0.087***	0.095***	0.099***	0.122***
	（0.024）	（0.026）	（0.027）	（0.020）	（0.026）
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
城市、时间与出生年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
观测数	4337	4337	4337	5831	4302
调整 R^2	0.282	0.202	0.249	0.321	0.309

六、进一步讨论

为更细致探讨财政教育支出对不同个人、家庭特征群体城乡收入差距的作用是否存在差异性，本文进一步从性别、父母学历、是否独生子女三个维度进行个人和家庭特征的异质性分析。在男性与女性群体之间的异质性回归中（表 8），第（1）列和（2）列显示交互项回归系数在男性和女性群体样本中均显著为负，虽然女性群体样本的回归系数绝对值更大，但是第（3）列中户口、财政教育支出以及性别三者交互项系数并没有统计显著性，意味着财政教育支出的提高对于城乡居民之间的收入差距缩小并没有性别上的异质性，同样也不会改变城乡之间的性别收入差距。

家庭特征中，由于父母言传身教以及对子女教育重视程度等因素的差异，教育支出的影响可能随父母学历的差异而不同。表 8 的列（4）—（5）中按照父母学历进行分组回归。结果发现，父母受教育程度更高的家庭，由户籍和教育带来的收入差距越不明显，而在父母受教育程度更低的家庭，财政教育支出的回归系数显著为正，交互项的系数显著为负，财政教育支出提高收入水平、缩小城乡居民收入差距的作用更显著。其背后的原因在于，父母学历更低的家庭中，父母的言传身教程度或对教育的重视程度相对越低，而政府为这类家庭的子女提供接受公共教育的机会，教育改变“命运”的效应更明显。对于父母学历更高的家庭，子女的教育水平也相对较高（Cui 等，2019），这类家庭往往对子女私人教育的投资力度也越大，教育的多样性更高，由公共教育带来的城乡居民差距改善的作用相对较弱。

在“家庭资源稀释”理论下，多孩家庭的教育资源是稀缺的，往往需要进行分配（郑筱婷和陆小慧，2017）。独生子女家庭父母在教育投资上仅需考虑一个孩子，而多孩家庭面临的教育支出预算约束更为明显，从而受到公共教育政策的影响更大。在表 8 的列（6）—（7），我们按照是否是独生子女家庭分组考察了财政教育支出的异质性影响。回归结果发现，交互项的回归系数在非独生子女家庭中显著为负，而在独生子女家庭中不显著，表明财政教育支出提高主要显著改善了多孩家庭的城乡居民收入差距，对于独生子女家庭这一效应不明显。

表 8　个人与家庭特征异质性检验

变量	（1）	（2）	（3）	（4）	（5）	（6）	（7）
	男性	女性	性别间差异	父母学历为大专及以上	父母学历为大专以下	独生子女	非独生子女
hukou×ln *PEE*	−0.210**	−0.301***	−0.239*	0.331	−0.270***	−0.062	−0.204**
	（0.089）	（0.114）	（0.134）	（0.389）	（0.101）	（0.125）	（0.091）
hukou	0.050	0.872***	0.456***	0.389	0.468***	0.252**	0.534***
	（0.075）	（0.134）	（0.098）	（0.441）	（0.098）	（0.102）	（0.106）
ln *PEE*	0.129*	0.305**	0.207**	0.171	0.206**	0.162	0.224*
	（0.077）	（0.142）	（0.082）	（0.427）	（0.085）	（0.140）	（0.116）
hukou×ln *PEE*×*gender*			−0.033				
			（0.078）				
gender			0.998***	0.826***	1.003***	0.777***	1.415***
			（0.067）	（0.178）	（0.069）	（0.109）	（0.085）
married	0.256***	−0.932***	−0.289***	−0.264	−0.299***	−0.300**	−0.501***
	（0.054）	（0.116）	（0.061）	（0.347）	（0.062）	（0.129）	（0.102）
nation	0.143**	0.100	0.130**	0.099	0.142**	0.079	0.417*
	（0.056）	（0.149）	（0.060）	（0.180）	（0.066）	（0.378）	（0.242）
parents_edu	0.322**	0.879***	0.571***			0.628***	0.564**
	（0.148）	（0.188）	（0.139）			（0.121）	（0.276）
城市、时间及出生年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测数	8297	7061	15365	330	15021	2873	8050
调整 R^2	0.346	0.201	0.228	0.126	0.229	0.145	0.183

七、结论与建议

城乡居民收入差距的改善是实现共同富裕的重要途径。公共教育作为人力资本投资的重要手段，始终担负着国家兴衰的重担。本文通过构造居民初中毕业年份队列，将 2007、2013 和 2018 年 CHIPS 数据与地级市财政教育支出匹配，研究了财政教育支出对中国城乡居民收入差距的经济效应、影响机制和异质性，以期为推动城乡融合发展，更快实现共同富裕的财政政策设计提供经验证据。本文主要得出以下结论：第一，财政教育支出能显著缩小城乡居民之间的收入差距，实现居民整体收入水平提高。第二，机制检验发现，财政教育支出的增加能够在接受中高等教育比重和受教育年限两个维度缩小城乡居民的人力资本差距，促进城乡居民教育公平。在此基础上，财政教育支出的提高还使农业户籍人口获得正规就业的机会相对城镇人口增长更快，突破户籍歧视障碍、促进“农转非”户籍转化，缩小城乡居民职工社会保险参与率的差距，最终形成城乡居民收入差距缩小的长期效应。第三，财政教育支出的提高，对于父母学历更低的家庭群体以及多孩家庭群体的城乡居民收入差距改善作用更强。

针对研究结论，本文认为，在城镇化、少子化以及财政过“紧日子”的背景下，为促进城乡居民教育公平、推动城乡居民共同富裕，财政教育支出不应一味地扩张支出规模，而是在整合城乡教育资源与优化财政支出结构的基础上，实行增减并行的结构性教育支出扩张政策。具体提出以下几点建议：

第一，优化财政教育支出结构，重视提升农村教育质量，进一步缩小城乡居民人力资本差距。经过长期的义务教育财政保障体制改革和建设，目前农村地区的义务教育在基础设施层面已经相对完善，但部分农村地区存在教育资源过剩与教育质量不足并存的局面。应加快推进义务教育城乡一体化发展，一

是在引进数字化技术等方面加强农村教育设施财政支持力度，缩小与城镇现代化教育基础设施差距；二是在乡村教师培训力度、薪资待遇、教研教改激励、专任教师和心理辅导教师队伍建设方面给予保障，从而夯实乡村儿童教育基础，全面提高其身心健康水平，为未来的人力资本储备提供基本保障。

第二，地方政府应基于城乡一体化发展维度整合优化基础教育资源，优化乡村学校基础设施和服务配套。在城镇化进程加快的趋势下，农村地区生源日益萎缩，部分地区农村教育资源浪费日益严重，学校点多面广，设施配套和教师资源未能充分利用。不仅如此，另有城镇地区在少子化的趋势下存在招生不足和生源过剩共存的现象。一方面，应打破城乡教育资源的边界，统筹优化城乡教育资源，对于教育资源浪费的地区可适当实行“撤并改办”。另一方面，提升校舍、住宿、校车与食堂等配套服务方面的财政支持力度，降低除学费以外的农村地区学生受教育成本。对于财政困难地区，中央政府可对这类地区提供教育资源优化整合专项转移支付资金支持，省级政府相应给予一定的资金配套，用以加快推进城乡基础教育资源优化整合。

第三，深化省以下教育事权与支出责任改革，加大对落后乡村的省以下转移支付力度，对特定家庭群体实行中高等教育升学补贴。基础教育为省、市、县共同事权，支出责任主要为市县，但部分市县财力困难，难以在乡村教学质量提升上给予足够的财政支持力度。因此，深化改革上，可适当强化教育的省级财政事权，逐步明确制定各级政府保障标准，按照减轻基层财政负担的原则，依据市县经济发展、财力状况和供给成本差异，差别化制定市县支出责任，为贫困地区、落后区域加大省以下转移支付力度，用以支持乡村教育质量提升。此外，为充分体现公共教育的公平性，提高中高等受教育程度的居民比重，在制度创新上，可设置升学补贴制度。如农村家庭、落后地区多孩家庭、单职工多孩家庭以及低收入家庭在满足一定标准的基础上，其子女接受义务教育以上学历教育时，可在升学时提供一定的财政补贴或学费减免，既能够减轻多孩家庭教育负担，又可避免由于家庭阶层分化而造成的城乡间、群体间的长期收入差距。

参考文献

[1] 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.

[2] 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［J］. 管理世界，2010（1）: 36-43.

[3] 程锐，马莉莉 . 人力资本结构优化视角下的城乡收入差距——来自省级层面的经验证据［J］. 北京工商大学学报（社会科学版），2022，37（3）: 113-126.

[4] 郭冬梅，陈斌开，吴楠 . 城乡融合的收入和福利效应研究——基于要素配置的视角［J］. 管理世界，2023，39（11）: 22-46.

[5] 黄祖辉，刘桢 . 资本积累、城乡收入差距与农村居民教育投资［J］. 中国人口科学，2019（6）: 71-83+127-128.

[6] 李建伟，顾天安，王骁，等 . 居民人力资本的差异化分布与收入分配不平等［J］. 管理世界，2023，39（10）: 1-22+73+23.

[7] 李实，杨一心 . 面向共同富裕的基本公共服务均等化 : 行动逻辑与路径选择［J］. 中国工业经济，2022（2）: 27-41.

[8] 李实，朱梦冰 . 推进收入分配制度改革 促进共同富裕实现［J］. 管理世界，2022，38（1）: 52-61+76+62.

[9] 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（4）: 50-63.

[10] 李听，关会娟 . 各级教育投入、劳动力转移与城乡居民收入差距［J］. 统计研究，2018，35（3）: 80-92.

[11] 刘尚希 . 人的现代化与共同富裕［J］. 财政研究，2022（11）: 3-7.

[12] 刘守英，李昊泽 . 权利开放与农民的共同富裕［J］. 学术月刊，2023，55（8）: 41-60.

[13] 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［J］. 经济研究，2020，55（9）: 138-154.

[14] 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［J］. 经济学（季刊），2020，19（3）: 959-976.

[15] 史新杰，李实，陈天之，等 . 机会公平视角的共同富裕——来自低收入群体的实证研究［J］. 经济研究，2022，57（9）: 99-115.

[16] 杨娟，赖德胜，邱牧远 . 如何通过教育缓解收入不平等？[J]. 经济研究，2015，50（9）: 86-99.
[17] 杨穗，赵小漫 . 走向共同富裕 : 中国社会保障再分配的实践、成效与启示 [J]. 管理世界，2022，38（11）: 43-56.
[18] 张琛，张郁杨，马彪，等 . 机会不平等如何影响农民工工资性收入不平等？[J]. 财政研究，2023（8）: 114-129.
[19] 赵西亮 . 教育、户籍转换与城乡教育收益率差异 [J]. 经济研究，2017，52（12）: 164-178.
[20] 郑筱婷, 陆小慧 . 有兄弟对女性是好消息吗？——家庭人力资本投资中的性别歧视研究 [J]. 经济学（季刊）, 2017, 17（1）: 277-298.
[21] Angrist，J. D.，& Pischke，J. S.. Mostly Harmless Econometrics: An Empiricist's Companion. Princeton University Press，2009.
[22] Cinelli，C.，Forney，A.，& Pearl，J.. A Crash Course in Good and Bad Controls. Sociological Methods & Research，2022: 1-34.
[23] Cui，Y.，Liu，H.，& Zhao，L.. Mother's Education and Child Development: Evidence from the Compulsory School Reform in China. Journal of Comparative Economics，2019，47（3）: 669-692.
[24] Mincer，J. A.. The Human Capital Earnings Function// Schooling，Experience，and Earnings. National Bureau of Economic Research，1974: 83-96.
[25] Mincer，J. A.. Human Capital，Technology，and the Wage Structure: What do Time Series Show?. National Bureau of Economic Research Working Paper No.3581，1991.
[26] Qian，N.. Quantity-Quality and the One Child Policy: The Only-Child Disadvantage in School Enrollment in Rural China. National Bureau of Economic Research Working Paper No.14973，2009.
[27] Roemer，J. E.. Equality of Opportunity. Cambridge MA: Harvard University Press，1998.

Does Fiscal Education Expenditure Promote the Common Prosperity of Urban and Rural Residents? ——Empirical Evidence Based on Micro Household Survey Data

Jia Tingyue　Wang Xiaohan　Si Jichun

Abstract: This paper matches Chinese Household Income Project Suryey data with the fiscal education expenditure of municipal-level cities, and empirically examines the economic effects, mechanisms, and heterogeneity of fiscal education expenditure on the income gap between urban and rural residents. The study finds that increasing fiscal education expenditure effectively narrows the income gap between urban and rural residents, with a stronger effect in households with multiple children and lower parental education levels. Mechanism analysis shows that fiscal education expenditure gradually narrows the gap in education levels and years of schooling between urban and rural residents, promotes educational equity, enhances rural residents' opportunities for formal employment, facilitates the transformation of rural residents' identities from agricultural to non-agricultural, and reduces the gap in social insurance participation rates between urban and rural residents, thus achieving long-term improvement in the income gap between them. Based on this, fiscal policy should optimize and integrate urban and rural educational resources, improve educational quality, and implement targeted strategies, deepen the delegation of powers and expenditure responsibilities below the provincial level, innovate institutions, accelerate China's transformation from a populous country to a human resources-rich country, and ultimately achieve common prosperity.

Keywords: Fiscal Education Expenditure; Human Capital; Urban-Rural Income Gap; Common Prosperity

（责任编辑：郭晓辉）