

# 公共教育支出对人力资本积累的影响

刘欢\*

**摘要:** 中国人口数量红利向质量红利转变,离不开教育政策支撑。本文基于中国家庭金融调查数据,实证考察了公共教育支出对家庭人力资本积累的影响。采用支出提高幅度与出生队列构建双重差分模型,研究发现:增加公共教育支出有利于提高个体人力资本水平,该结论在经历一系列稳健性检验后依然成立。异质性分析显示,农村地区与女性群体的受益程度更高,因而增加公共教育支出有效促进了城乡间与群体间的教育公平。机制分析表明,公共教育支出规模扩大有效带动了家庭教育支出增加,两者共同促进个体人力资本积累。基于此,未来应建立保障一定强度公共教育投入的长效机制。

**关键词:** 人力资本;公共教育支出;家庭教育支出

**中图分类号:** F812.4

## 一、引言

党的二十大报告提出:“共同富裕是中国特色社会主义的本质要求,也是一个长期的历史过程。我们坚持把实现人民对美好生活的向往作为现代化建设的出发点和落脚点,着力维护和促进社会公平正义,着力促进全体人民共同富裕,坚决防止两极分化”。基于中国现实,实现共同富裕重在“做大蛋糕”与“分好蛋糕”,这其中人力资本具有不可替代的作用,其不仅是经济发展的核心元素,还影响着社会公平与稳定。人力资本投资的重要途径是教育,提高劳动年龄人口平均受教育年限成为提升人力资本数量与质量的重要手段。

理论上,是否接受教育或接受教育的年限是短期教育成本与长期教育回报综合作用的结果,低成本与高回报有利于激发个体受教育需求(张翕、陆铭,2019),政府教育投入即为降低教育成本的重要举措。诸多研究发现,公共教育支出不仅有利于弥补家庭层面人力资本投资不足,还能有效阻断贫困的代际传递,提高社会流动性(李力行、周广肃,2014),但2007年以前国家财政性教育经费支出占国内生产总值的比例始终低于3%。<sup>①</sup>教育经费投入不足将阻碍教育均等化实现,在我国城市偏向财政支出格局下,引起城乡间教育差距(陈斌开

\*刘欢,南京农业大学经济管理学院,邮政编码:210095,电子信箱:liuh997@njau.edu.cn。

本文受到国家社会科学基金青年项目“地方政府选择性提供公共服务的财政动因与政策优化研究”(批准号:21CZZ028)的资助。感谢匿名评审专家的宝贵修改意见,感谢中国社会科学院财经战略研究院席鹏辉副研究员在本文修改过程中提供的帮助,作者文责自负。

①国家财政性教育经费支出数据来源于教育部、国家统计局和财政部发布的历年全国教育经费执行情况统计公告,国内生产总值数据来源于国家统计局网站,下同。

等,2010)。2010年7月29日颁布的《国家中长期教育改革和发展规划纲要(2010—2020年)》明确提出,“提高国家财政性教育经费支出占国内生产总值比例,2012年达到4%”。在此背景下,2012年国家财政性教育经费支出占比首次突破4%。

大幅提高公共教育支出的效果如何,已有研究关注较少。本文考察了提高公共教育支出对人力资本积累的影响。为实现教育经费支出占比4%的目标,地方政府需在极短时间内扩大公共教育支出规模,实现支出占比4%目标后,其公共教育支出规模保持相对稳定。本文实证结果表明,提高公共教育支出有利于促进个体人力资本积累。划分城乡与性别后的回归结果显示,农村地区与女性群体的受益程度更高,因而提高公共教育支出有效促进了城乡间与群体间的教育公平。本文还发现,公共教育支出提高具有显著的汲取效应,有效带动了家庭教育支出增加。

本文的边际贡献主要体现为以下三点:其一,已有研究大多关注某项教育政策的实施效果,缺乏对大幅提高公共教育支出效应的评估。本文从个体微观视角评估中国重大财政支出项目的实质绩效,其涉及群体与影响范围均更为广泛。其二,本文还进一步探讨了公共教育支出与家庭教育支出之间的关系,采用双重差分模型的估计有助于更好地解决已有两者关系研究中的内生性问题。其三,当前,大规模减税降费给地方政府财政可持续性带来一定挑战,其面临支出规模压缩与支出结构优化调整需求。本文为地方政府保障一定规模的教育投入提供经验证据,也为实现共同富裕提供路径参考。

## 二、政策背景与文献综述

### (一) 政策背景

20世纪80年代初,教育经费短缺问题是社会各界关注的重点,中央要求相关研究明确政府教育支出占国内生产总值的比重。为确定合理的支出比例,专家组比较了世界主要国家的教育支出与经济发展数据,在充分考虑中国国情基础上,提出中国政府教育支出占国内生产总值的比例在2000年应达到3.87%左右,这一比例相当于20世纪80年代发展中国家的平均水平。<sup>①</sup>为增强口径可比性,同时考虑到国家财政性教育经费支出的内涵更为丰富,1993年《中国教育改革和发展纲要》将“政府教育支出”变为“国家财政性教育经费支出”,提出“逐步提高国家财政性教育经费支出占国民生产总值的比例,本世纪末达到百分之四”。遗憾的是,预期目标并未实现,2000年国家财政性教育经费支出占国内生产总值的比例仅为2.56%。2008年,国家财政性教育经费支出占比突破3%,但联合国教科文组织2008年《全民教育全球监测报告》显示,这一比重在国际上与东亚地区均处于较低水平。

为何国家财政性教育经费支出占比偏低?财政部与教育部认为财政收入偏低是主要制约因素<sup>②</sup>,这直接限制了国家财政性教育经费投入规模。但也有研究显示,教育投入激励不足是重要原因。一方面,在财政分权体制下,地方政府主要关心经济增长与财政收入,教育在短期内无法显著带动地方生产总值与财政收入增加,导致地方政府的财政支出结构呈现明显生产性倾向,国家财政性教育经费投入不足(傅勇、张晏,2007;付文林,2012)。另一方

<sup>①</sup>倪光辉、郝悦、赵婀娜,2010:《教育经费4%是如何设定的》,《人民日报》5月24日第12版。

<sup>②</sup>资料来源:《我国财政收入占GDP比重偏低 实现4%目标关键在制度设计》,《中国教育报》,2008年3月26日第1版。

面,传统财政分权理论认为公共物品应由地方政府提供的原因是其更了解居民偏好,在“用足投票”机制作用下,公共物品供给效率将显著提高(Tiebout,1956)。但中国并不具备相应条件,以假定人口不流动为前提的财政体制设计与户籍制度削弱了“用足投票”机制对地方政府的约束力(甘行琼等,2015),增加公共教育投入亟需更严格与更具约束力的机制保障。

为建设人力资源强国,2010年7月中国颁布了《国家中长期教育改革和发展规划纲要(2010—2020年)》(以下简称“《纲要》”),要求各级政府把教育作为财政支出重点领域予以优先保障,2012年国家财政性教育经费支出占国内生产总值比例达到4%。2012年国家财政性教育经费投入相较于2010年增长51.58%,占比首次超过4%<sup>①</sup>,成为中国教育发展史上的重要里程碑。此后,国家财政性教育经费支出占国内生产总值比重始终保持在4%以上。教育部2022年发布的数据显示,2012—2021年间,国家财政性教育经费支出占国内生产总值比重的平均值是4.13%,达到世界平均水平。<sup>②</sup>

实际上,财政性教育经费支出占国内生产总值比重持续超过4%的主要原因是各级政府将教育支出视为法定支出。在现行财政分权体制下,地方政府是教育支出责任的主要承担者,相应地,这一重大法定教育支出的完成主体是地方政府。2010年,地方公共财政教育支出占国家财政性教育经费总支出的比重是80.63%,2012年这一比重上升至90.58%。<sup>③</sup>从经费投入角度看,公共财政教育支出增量投向在不同教育阶段呈现明显差异。相较于2010年,2012年普通小学与普通初中生均公共财政预算教育事业费同比分别增长52.75%、56.06%,普通高中同比增长72.43%。分城乡投向看,农村地区增长率显著高于城市。2012年,农村小学与初中生均公共财政预算教育事业费较2010年分别增长58.24%、61.48%,高于同期平均增长水平。<sup>④</sup>可以发现,2010—2012年间各阶段教育经费均明显增加,但经费增量投向具有明显的高中阶段与农村地区偏向。

## (二) 相关研究综述

教育兼具经济与社会价值,对经济增长和社会福利具有重要影响。宏观上,内生经济增长理论提出人力资本积累是保持经济可持续发展的动力,两者关系得到了诸多实证研究证实(Barro,1991)。微观上,人力资本水平是影响个人收入的重要因素,故教育分布状况直接作用于收入分配格局(Schultz,1960)。已有研究表明,教育是决定收入分配的重要因素,教育不平等降低了代际流动性(王学龙、袁易明,2015)。区分投入主体看,教育投入主要包括宏观教育投资与微观教育投资,前者包括政府或其他部门在教育上的投入,后者涉及家庭教育支出与因受教育放弃的收入,故教育投入产生的机会不平等主要来源于地区间公共教育支出与家庭间教育支出的差异。如李春玲(2003)所述,尽管“能力”是现代教育系统选拔优胜者的标准,但与能力不相关的“身份”特征仍然是影响教育机会获得的重要因素,尤其是家庭与个人受教育机会获得间的联系,几乎跨越国界而普遍存在。

Coleman(1988)将影响教育获得的家庭资源划分为人力资本、经济资本及社会资本,家庭人力资本投资作为子辈人力资本积累的重要途径,有助于子辈人力资本形成(靳振忠等,

①数据来源:2010年全国教育经费执行情况统计公告、2012年全国教育经费执行情况统计公告。

②数据来源:2022年9月27日教育部新闻发布会(<http://www.moe.gov.cn/fbh/live/2022/54875/>)。

③数据来源:2010年全国教育经费执行情况统计公告、2012年全国教育经费执行情况统计公告。

④数据来源:2010年全国教育经费执行情况统计公告、2012年全国教育经费执行情况统计公告。

2022)。为弱化家庭出身与教育获得间的联系,东欧各国政府相继进行教育改革,增加基础教育供给、减少或免除学费及向高等级学生提供津贴或补助(Simkus and Andorka, 1982),但因政策力度较小,教育获得不平等现象并未明显改善(Shavit and Blossfeld, 1993)。长期以来中国实行城市偏向的教育经费投入政策,1997年城镇初中人均教育经费是农村的1.99倍,2005年扩大至2.22倍(陈斌开等, 2010),这造成农村家庭在教育机会获得中处于双重弱势地位,城乡间教育差距不断扩大。1995年城乡人口平均受教育年限相差2.37年,2014年差距扩大至3.12年(陈晓东、黄晓凤, 2021)。为改善教育机会不平等现状,政府实行相关政策,给予农村地区和贫困家庭儿童受教育机会的外部支持。

基于中国经济现实,教育支持政策呈现明显的中西部与农村地区偏向。如国家贫困地区义务教育工程是中国有史以来中央专项投资最多、涉及区域范围最广的基础教育扶贫工程,但其仅有增智效果而无增收效应(汪德华等, 2019)。针对中西部地区义务教育普及率低的问题,中国颁布《国家西部地区“两基”攻坚计划(2004—2007年)》,实施两免一补、西部农村教师队伍建设工程(翟博, 2009)。为改善学生营养不良现状,2011年中国实施农村义务教育学生营养改善计划,促使学生成绩平均提升6个百分点的标准差(范子英等, 2020)。除针对性政策外,中国还通过改革教育管理体制缩小地区间的教育差距,2001年义务教育管理从“以乡为主”转变为“以县为主”,较好地保证了各地区的教育投入。倾向性的支持政策有利于缩小地区间的教育差距,但人力资本水平的整体提升也十分重要。公共教育投入是教育事业发展的重要保障,长期以来,受经济发展格局与晋升机制影响,中国财政支出结构具有明显的生产偏向(傅勇、张晏, 2007; 付文林, 2012),国家财政性教育经费支出占国内生产总值比重长期低于3%,不仅影响教育资源优化配置,还制约其减贫功能发挥(何宗樾、宋旭光, 2019)。进一步,公共教育支出还可能影响家庭代际公共品投资,杨继波和吴柏钧(2015)发现公共教育支出挤出低收入家庭教育投资,但增加了其养老保险投资,有利于解决低收入家庭的教育投资与养老问题。

综上所述,一方面,已有关于公共教育支出效应评估的研究多集中于某项政策,缺少对重大财政支出项目的关注,尤其在经济下行与大规模减税降费背景下,亟需提高财政支出效率。党的十九大报告提出财政“全面绩效管理”要求,实践中各部门的重点均集中于资金管理或产出效果。公共经济学相关研究表明,财政支出绩效应着重看其对社会生产、人民福利水平的影响,如教育支出项目评估更应从获益者人力资本和劳动生产率角度展开(汪德华等, 2019)。另一方面,现有针对公共教育支出与家庭教育支出关系的研究所得结论并不一致,一个可能的原因是研究中存在内生性问题。本文从以上两方面进行改进。

### 三、实证策略与数据

#### (一) 实证策略

参考Duflo(2001)、Jackson等(2016),本文采用截面双重差分法开展评估。双重差分要求发生两个及以上维度的变化,本文的第一个维度来源于出生队列,即个体是否受公共教育支出大幅提高的影响取决于其年龄,第二个维度来源于地区间公共教育支出增幅的差异,近年来国内已有诸多研究基于政策力度差异或其他连续型信息构建双重差分模型(梁超、王素素, 2020)。《纲要》的重要内容是2012年国家财政性教育经费支出占国内生产总值的比重达到4%,依此可以将《纲要》颁布前比重低于4%的地区作为处理组,高于4%的地区相应成

为控制组,原因在于,相较于达到4%的地区,“4%政策目标”对比重低于4%地区的冲击更大。由于《纲要》颁布时间是2010年7月,地方政府已无法调整预算应对冲击,故本文依据2010年各地区财政性教育支出占比构建政策冲击强度变量  $edurate_j$ ,当教育支出占比低于4%时,将其赋值为1,否则为0。评估模型如(1)式。

$$Y_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 edurate_j \times young_{it} + X_{ij} \delta + Z_{jt} \gamma + p_j + \lambda_t + \varepsilon_{ijt} \quad (1)$$

(1)式中: $Y_{ijt}$ 为个体人力资本积累水平,根据2019年CHFS问卷中“文化程度”识别个体入过学的最高学历。 $young_{it}$ 代表个体是否受公共教育支出提高的影响, $X_{ij}$ 代表个体特征,包括性别、户口性质、家庭收入与资产情况。 $Z_{jt}$ 为地区特征变量,包括人均国内生产总值、产业结构、工业化水平。 $p_j$ 、 $\lambda_t$ 分别为地区固定效应与年龄固定效应。本文主要关注系数 $\beta_1$ ,其代表的是不同政策强度地区间受影响个体与未受影响个体间的人力资本水平变化差异,也即公共教育支出提高对人力资本积累影响的净效应。

本文以个体是否受过高中教育作为人力资本积累的代表指标,原因有以下两方面。其一,依靠学费运行是大多数普通高中现状,相应地家庭成为高中阶段教育投资主体(程艳霞、李永梅,2019)。且高中阶段多数青少年已达到法定劳动年龄,其进入劳动力市场获得的收入成为家庭的间接教育投入。上文分析表明,国家财政性教育经费支出增量具有明显的高中阶段偏向,有利于降低个体高中阶段受教育成本。其二,对于高中阶段就读学生而言,获得高等教育机会将大幅提高其教育回报率,故提高高中阶段入学率有利于激发个体高等教育需求,延长受教育年限,实现人口“数量红利”向“质量红利”的转变。

关注高中入学状态意味着受影响个体的就读阶段应处于初中及以下,考虑到个体对政策实施反应具有一定滞后性,本文最终将受影响样本限定在政策实施时就读于小学阶段及以下的个体。结合中国小学入学的法定年龄要求与义务教育阶段学制,这意味着2010年年年龄在13岁及以下的个体受到公共教育支出提高的影响。为确保能从2019年CHFS数据中了解个体高中入学状态,本文将处理组的样本年龄限制在2010年时7-13岁的个体,其 $young_{it}$ 赋值为1。为保证公共教育支出大幅提高前后样本时间一致,将2010年时已经处于就读高中阶段的17-23岁个体作为控制组,其 $young_{it}$ 赋值为0。需要说明的是,并非所有个体都能在法定年龄入学,根据2010年人口普查数据,农村地区约9%的个体在14-15岁时仍未完成小学学业(梁超、王素素,2020),将7-8岁个体纳入处理组可能低估公共教育支出提高的影响。因此,我们在稳健性检验中也尝试剔除2010年时7-8岁个体,以获取更准确的估计结果。

## (二)数据说明

本文实证部分使用数据来源于中国家庭金融调查(CHFS),中国家庭金融调查采用三阶段分层与人口规模成比例(PPS)的抽样方法,通过科学抽样、现代调查技术和调查管理手段收集中国家庭微观信息,至今已形成五轮调查数据。本文使用的是2013年、2015年、2017年及2019年的调查数据,这四轮调查覆盖全国29个省(自治区、直辖市),样本规模均超过2万户,数据具有全国和省级代表性。

根据分析需要本文对样本进行以下处理。一是将样本户口性质限定于农业与非农业;二是剔除有跨县迁移户口经历与外地生活经历的样本;三是剔除2010年时17-23岁个体中就读于初中阶段的样本,筛选后2019年中国家庭金融调查数据的有效研究样本为10293个,数据用于基准回归。为更好地反映地区特征变量对个体受教育程度的影响,本文在基准回归

中还控制了个体7岁时对应年份的地区层面数据。最后,根据家庭代码将筛选后的2019年样本分别与2013年、2015年及2017年数据匹配在一起,分别得到样本1840个、2995个及4194个,数据用于机制分析。实证所用数据的具体计算方法与描述性统计如表1所示。

表1 相关变量描述性统计

变量名	计算方法	均值	标准差	最小值	最大值
人力资本积累	2019年是否接受高中教育,是=1,否=0	0.736	0.441	0	1
公共教育支出提高幅度	受冲击的强度变量,虚拟变量	0.710	0.454	0	1
	受冲击的强度变量,连续变量	0.006	0.009	0	0.032
年龄	2019-出生年份	23.321	4.290	16	32
家庭总收入	家庭收入(元)取对数	10.974	1.300	-2	16
家庭总资产	家庭资产(元)取对数	12.971	1.451	0	20
是否为农村地区	是=1,否=0	0.385	0.487	0	1
性别	女性=0,男性=1	0.532	0.500	0	1
人均GDP	人均GDP(元)取对数	11.023	0.349	8.372	11.808
产业结构	第三产业生产总值与GDP比值	0.530	0.057	0.175	0.779
工业化水平	第二产业生产总值与GDP比值	0.375	0.089	0.210	0.787
家庭教育支出	家庭教育支出与总消费支出比值	0.110	0.152	0	0.873

## 四、实证结果

### (一) 基准回归结果分析

表2为公共教育支出对个体获取高中教育的影响,第(1)列估计结果显示增加公共教育支出显著提高了受冲击队列的高中就读概率,控制个体特征影响后,回归系数明显增大(如第(2)列所示),且在1%水平上显著。第(3)列进一步控制经济发展水平、产业结构及工业化水平变量,回归系数依然显著为正。

表2 公共教育支出对个体获取高中教育的影响

	(1)	(2)	(3)
公共教育支出提高幅度×出生队列	0.208** (0.100)	0.280*** (0.108)	0.313*** (0.109)
户口性质		-0.991*** (0.052)	-1.007*** (0.053)
性别		-0.401*** (0.050)	-0.397*** (0.050)
家庭总收入		0.170** (0.020)	0.163** (0.020)
家庭总资产		0.274*** (0.019)	0.254*** (0.019)
人均GDP			0.186** (0.074)
产业结构			4.725*** (0.841)
工业化水平			3.365*** (0.692)
常数项	0.162*** (0.052)	-4.462*** (0.282)	-9.772*** (0.741)
地区固定效应	是	是	是
年龄固定效应	是	是	是
样本量	10 293	9 987	9 987
拟合优度	0.092	0.181	0.181

注:括号内为稳健性标准误,\*、\*\*、\*\*\*分别代表在10%、5%、1%的显著性水平下显著,下同。

## (二) 稳健性检验

### 1. 事前平行趋势检验

处理组和对照组间的事前平行趋势是使用双重差分法的前提,本部分检验基准估计结果是否满足平行趋势假设。事前平行趋势检验的总体思路是验证受冲击地区和未受冲击地区在公共教育支出提高时已经达到高中入学年龄因而不受冲击的个体,其高中入学率是否存在系统差异。与吴要武和刘倩(2015)、汪德华等(2019)的研究类似,定义2010年时17-21岁个体为处理组,22-24岁个体为控制组,重新回归模型(1)。由于2010年时17-21岁与22-24岁个体均已超过高中入学年龄,因此该种方式为安慰剂检验。相应地,如果回归结果不显著,则意味着受冲击地区和未受冲击地区的17-21岁与22-24岁个体不存在高中入学机会的系统性差异。回归结果如表3第(1)列所示,处理组的人力资本水平反而降低,与本文发现的提高作用不一致,且系数并不显著。为更好地验证事前平行趋势假设,本文也尝试将17-24岁样本构造成不同的处理组与控制组,估计结果与表3第(1)列基本一致,这可以作为事前平行趋势的一个证据<sup>①</sup>。

### 2. 基于PSM匹配样本的估计

该方法的总体思路可概括为,通过PSM寻找具有相似特征的个体,对于相似个体,是否接受高中教育差异可以被认为是单纯的公共教育支出提高效应。具体而言,首先基于基准回归中的个体特征与地区特征变量,采用倾向得分匹配法对受影响和未受影响的个体进行匹配,此时处理组为受影响的个体,控制组为未受影响的个体。其次,根据共同支撑区域筛选倾向得分分布较为类似的个体。最后,利用筛选后的样本估计模型(1),得到公共教育支出提高的平均处理效应。本文采用卡尺内(0.01)一对一的近邻匹配方法和带宽0.005的核密度函数法进行匹配,匹配后的估计结果如表3第(2)、(3)列所示,采用不同匹配方法估计的系数均为正,且至少在5%的显著性水平上通过了显著性检验。

表3 公共教育支出对个体获取高中教育的影响:稳健性检验(一)

	(1)	(2)	(3)
	安慰剂检验	PSM近邻匹配	PSM核匹配
公共教育支出提高幅度×出生队列	-0.057 (0.121)	0.302*** (0.113)	0.276** (0.115)
样本量	7 401	9 698	9 505
拟合优度	0.170	0.157	0.156

注:各列中均包含控制变量、年龄与地区固定效应,下同。

### 3. 政策内生性讨论

本文实证分析面临的一个突出问题是处理组与控制组选择的非随机性,为此,本部分提供以下稳健性检验。首先,借鉴已有文献中排除政策内生性的做法(Duflo, 2001; 梁超、王素素, 2020),将可能影响处理组与控制组选择的经济发展水平、工业化水平及产业结构等变量作为选择标准,在基准回归中加入《纲要》颁布前(2009年)地区特征与个体年龄哑变量的交

<sup>①</sup>为节约篇幅该部分结果未报告,备索。

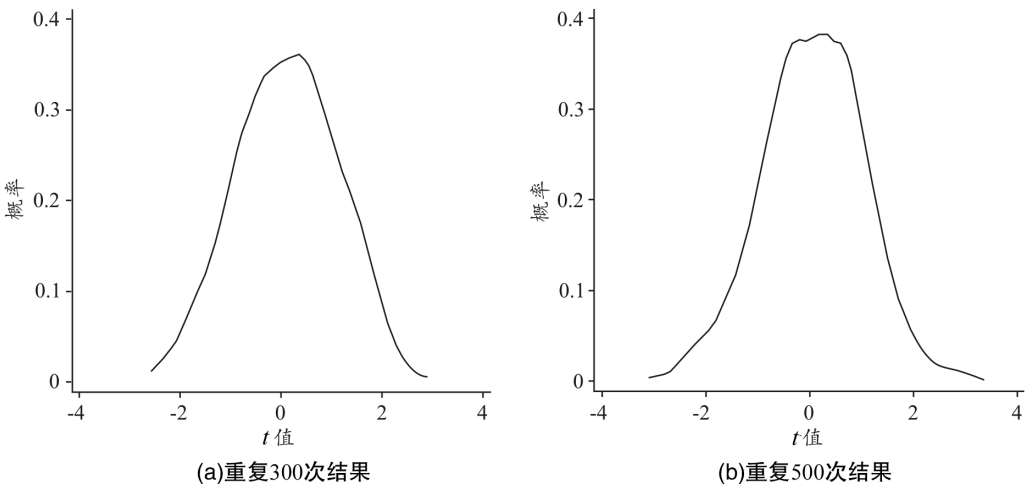
乘项,如果估计结果保持稳健,将进一步印证基准回归结果的可靠性。如表4第(1)列所示,回归系数依然显著为正<sup>①</sup>。

其次,基准估计以2010年教育支出占GDP比重是否达到4%为标准划分处理组与控制组,这可能使得部分GDP规模较小的地区或教育支出水平较高的发达地区更容易成为控制组,进而干扰估计结果。为消除可能的干扰,本文进行如下检验。借鉴席鹏辉和黄晓虹(2020),依据2010年教育支出占GDP比重排名重新划定标准,将样本限定于排名前后三分之一的地区,当地区排名前(含)三分之一时  $edurate_j=0$ ,排名后(含)三分之一时  $edurate_j=1$ 。重新回归模型(1)之后的结果如表4第(2)列所示,估计系数依然显著为正。

**表4 公共教育支出对个体获取高中教育的影响:稳健性检验(二)**

	(1)	(2)
公共教育支出提高幅度×出生队列	0.335** (0.157)	0.234* (0.123)
样本量	9 984	6 608
拟合优度	0.156	0.202

最后,本文还利用反事实方法验证基准估计结果的可靠性。通过随机选取受冲击个体构造反事实,重新回归模型(1)得到估计系数,将该过程重复多次后获取系数分布,如系数 $t$ 值分布在零轴附近且服从正态分布,证明不可观测变量干扰本文实证结果的可能性较小,该方法在已有研究中被广泛使用(Chetty et al., 2009; La Ferrara et al., 2012)。本文将该过程分别重复300次与500次,得到系数 $t$ 值分布如图2所示。不难发现,结果符合检验预期,意味着基准估计结果是稳健的<sup>②</sup>。



**图2 随机处理后系数的 $t$ 值分布**

<sup>①</sup>为不失一般性,本文也尝试控制《纲要》颁布前5年这些变量的均值与年龄哑变量交乘项,结果保持稳健,备索。

<sup>②</sup>本文还通过保留教育支出占GDP比重处于4%左右30%与50%水平的样本,观察选择不同样本的实证结果变化,结果保持稳健,备索。



#### 4. 排除其他因素干扰

基准回归中主要解释变量的设定无法反映政策冲击强度。实际上,对于教育支出占GDP比重未达到4%的地区,占比越低受政策冲击越大,但上文均将其赋值为1等同处理。进一步,对于占比达到4%的地区,政策对其也具有一定影响。为获得更准确的估计结果,本文重新设定政策冲击的强度变量( $edurate_j$ )。首先,计算各地区2010年教育支出占GDP比重,大于4%的地区赋值为0;其次,对于比重未达到4%的地区,计算其与4%的差距后取绝对值,该值即为 $edurate_j$ ,有效反映政策冲击强度。估计结果如表5第(1)列所示,与基准回归结果一致。

此外,本文还剔除2010年时7-8岁的样本,降低个体未能在法定年龄入学的影响。中国各地入学年龄与学制存在差异,也有部分个体因自身原因入学较晚,根据2010年中国人口普查数据,农村地区14-15岁儿童仍在读小学的比例达到9%(梁超、王素素,2020)。晚入学导致我们无法在2019年准确观察到这部分个体的高中就读状态,将其纳入处理组可能低估提高公共教育支出的效应。为此,本文尝试剔除2010年7-8岁的样本,以9-13岁样本为处理组,19-23岁样本为控制组,重新回归模型(1)获得更为稳健的估计结果。如表5第(2)列所示,剔除样本干扰后,增加公共教育支出仍显著提高个体的高中入学可能性,说明基准回归结果是稳健的。

表5 公共教育支出对个体获取高中教育的影响:稳健性检验(三)

	(1)	(2)
公共教育支出提高幅度×出生队列	0.335** (0.157)	0.303** (0.121)
样本量	9 984	8 006
拟合优度	0.156	0.203

#### (三) 异质性分析

长期以来,中国教育经费投入不足阻碍了教育均等化实现,具体表现为低收入家庭因面临借贷约束无力进行教育投资,进而产生较大的教育代际传递弹性。相应地,增加政府教育投入,缓解因借贷约束产生的家庭教育投入不足有利于提高教育水平的代际流动性(李力行、周广肃,2014)。但受城乡二元发展战略影响,农村家庭是低收入家庭的主体,城市偏向的财政支出进一步降低了农村儿童接受教育的可能。因此,中国人力资本水平呈现较大的城乡差距。上述分析表明,扩大公共教育支出,尤其是加强农村教育投入具有更大的人力资本积累效应,而公共教育支出增量投向具有农村偏向特征。

将样本划分为农村户籍人口与城镇户籍人口后,重新回归模型(1),结果如表6第(1)、(2)列所示,可以发现回归系数均显著为正,但农村户籍人口的回归系数值明显大于城镇户籍人口,受冲击地区的农村受益群体就读高中概率平均提高36.1%,这也意味着城乡间教育差距将逐步缩小。

与城乡差距类似,长期以来我国地区间发展呈现较大差距,地方政府财政收入差异进一步导致人力资本水平差距,相应地,教育支持政策也以支持西部地区为主,如国家贫困地区

义务教育工程、《国家西部地区“两基”攻坚计划(2004—2007年)》及农村义务教育学生营养改善计划等。由于财政资源有限,西部地区<sup>①</sup>地方政府财政教育投入水平较低,家庭也缺少足够资源进行教育投资,故教育投入增加的弥补效应在西部地区体现最为明显。区分地区的回归结果如表6第(3)、(4)列所示,增加公共教育支出显著提高了西部地区受冲击群体的高中入学概率,但对非西部地区影响不明显。

表6 公共教育支出对个体获取高中教育的影响:异质性分析(一)

	按户籍性质划分		按地区划分	
	农村户籍人口	城镇户籍人口	西部地区	非西部地区
	(1)	(2)	(3)	(4)
公共教育支出提高幅度× 出生队列	0.361** (0.162)	0.257* (0.150)	0.464** (0.182)	0.240 (0.200)
样本量	6 168	3 819	3 699	6 297
拟合优度	0.110	0.105	0.129	0.165

如果说家庭教育投入影响个体人力资本积累是总量效应,子女数量对个体的影响则是分配效应,相较于独生子女家庭,多子女家庭涉及家庭教育投入在个体间的分配。已有研究发现,在家庭资源有限的前提下,子女数量与其获得的教育投入呈反向变化关系(Chen, 2020),即资源稀释效应。但农村地区计划生育政策管制较为宽松(吴愈晓, 2012),为应对取消农业税后的财政收入不足问题,乡镇政府并不禁止超生行为,还通过出售超生指标获得额外收入(梁若冰, 2019)。多子女可能会稀释家庭教育资源,限制个体人力资本积累。因此,相较独生子女家庭,公共教育支出对多子女家庭的人力资本积累促进效应更明显。

我们按照子女数量将样本划分为独生子女家庭和有多子女家庭,分样本回归结果如表7第(1)、(2)列所示。可以发现,交乘项的回归系数均为正,但多子女家庭的估计值显著高于独生子女家庭,受冲击地区的多子女家庭个体就读高中概率平均提高50.7%,系数在1%的水平上显著,而独生子女家庭个体就读高中概率平均提高20.6%,系数在10%的水平上显著。

受教育程度的另一群体异质性体现在性别间。已有研究结果显示,性别间教育获得差异主要源于受教育机会的差距(Buchmann et al., 2008),在现代化理论框架下,机会差距又主要受家庭经济地位、文化及观念影响,如经济发展水平较低的地区,男尊女卑的观念受现代化冲击较弱,性别间的教育差距更为明显(吴愈晓, 2012)<sup>②</sup>。进一步而言,中国传统思想强调“养儿防老”,在养老体系并不健全的现实情况下,家庭养老储蓄与教育投入间存在替代关系(杨继波、吴柏钧, 2015),且突出体现在女性群体中。相应地,扩大公共教育支出,降低家庭教育成本对女性人力资本水平的影响应更大。将样本按照性别划分后的估计结果如表7

<sup>①</sup>西部地区包括内蒙古、广西、重庆、四川、贵州、云南、西藏、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆,其余为非西部地区。

<sup>②</sup>对该事实的一个印证是,家庭性别偏好对女孩健康水平也存在负向影响(廖丽萍、张呈磊, 2020)。

第(3)、(4)列所示。尽管男孩与女孩的估计系数均显著为正,但女孩的获益程度明显更高。从估计值来看,受冲击地区的女孩受益群体就读高中概率平均提高41.4%。

表7 公共教育支出对个体获取高中教育的影响:异质性分析(二)

	按家庭子女数量划分		按性别划分	
	独生子女	多子女	男孩	女孩
	(1)	(2)	(3)	(4)
公共教育支出提高幅度× 出生队列	0.206* (0.125)	0.507*** (0.190)	0.287** (0.142)	0.414** (0.175)
样本量	6 349	3 341	5 316	4 671
拟合优度	0.133	0.149	0.145	0.165

### 五、机制分析

教育投入的主体包括政府和家庭,中国人力资本水平偏低是公共教育投入偏低和家庭教育支出不足共同作用的结果(陈斌开等,2010;任伟聪、梁若冰,2022)。实际上,公共教育投入还可能通过影响家庭教育支出进一步作用于个体人力资本积累。已有研究发现,公共教育支出对家庭教育支出存在显著的汲取效应(方超、黄斌,2022),一个可能的解释是,教育支出具有明显的投资属性,家庭教育支出规模取决于教育收益率,家庭根据政府教育投入力度判断教育收益。公共教育支出规模扩大是政府提高教育重视程度的重要信号(喻恺,2009),将引起家庭教育投资期望收益率上升,使得家庭支出向教育类倾斜(魏晓艳,2018)。为此,我们考察公共教育支出提高对家庭教育投入的影响,将被解释变量替换为家庭教育支出占总支出的比重后重新回归模型(1)。

由于CHFS问卷中的家庭支出数据均为为上一年,故2013年(2015年、2017年)数据统计的为家庭2012年(2014年、2016年)支出情况。考虑到2019年调研时绝大部分个体已超过高中入学年龄,而高中阶段家庭是教育投资主体,其教育支出水平明显高于义务教育阶段,我们未使用2019年数据进行分析。重新回归模型(1)的结果如表8第(1)一(3)列所示。

表8 公共教育支出对家庭教育支出的影响

	2013年家庭教育支出	2015年家庭教育支出	2017年家庭教育支出
	(1)	(2)	(3)
公共教育支出提高幅度× 出生队列	0.0002 (0.019)	0.042*** (0.012)	0.035*** (0.001)
样本量	1 590	2 834	3 942
拟合优度	0.059	0.150	0.139

表8显示,2013年提高公共教育支出的回归系数为正但并不显著,可能的原因是《纲要》颁布于2010年7月,但要求2012年实现4%的目标,相应地,地方政府大幅增加公共教育支出的时间是2011年和2012年,此时家庭没有足够时间应对政府行为改变。2015年和2017年提高公共教育支出的回归系数也为正,且在1%的水平上显著。从估计值来看,受冲击地区的受益群体家庭教育支出占比平均提高3.85个百分点。本文认为这一方面可能与

教育的投资属性有关,政府加大教育投入提高了居民对教育最终实现程度的期望,进而加大家庭教育投入力度。另一方面,这也可能与中国传统文化对教育的重视程度有关。我国文化向来认为教育在社会流动中具有重要作用,公共教育投入增加在一定程度上降低家庭必要性教育支出负担,但当校外补习、培训等非必要性教育支出与学生学业表现正相关时,家庭非必要性教育投入随之增加。更为重要的是,这将进一步地引发家庭在非必要教育支出上的“军备竞赛”(方超、黄斌,2022),引起公共教育投入对家庭教育投入的挤出效应。

## 六、结论与政策启示

“法定支出”是中国政府为实现特定目标采用的强制性举措,如《教育法》规定“各级人民政府教育财政拨款的增长应当高于财政经常性收入的增长”,《农业法》规定“中央和县级以上地方财政每年对农业总投入的增长幅度应当高于其财政经常性收入的增长幅度”。《国家中长期教育改革和发展规划纲要(2010—2020年)》颁布后,地方政府短期内大幅提高公共教育支出,但支出提高的效果如何已有研究关注较少。本文利用中国家庭金融调查(CHFS)数据,采用公共教育支出提高幅度与出生队列构建双重差分模型,探讨公共教育支出对人力资本积累的影响。研究发现,第一,增加公共教育支出有利于提高个体人力资本水平,受冲击地区的受益群体就读高中概率平均提高32.4%。第二,从城乡差异和地区差异来看,农村地区和西部地区个体受益程度更高;从家庭子女数量差异和性别差异来看,多子女家庭的个体和女性群体受益程度更高,因而提高公共教育支出有效地促进了城乡间、地区间及群体间的教育公平。第三,机制分析显示,个体人力资本水平提高是公共教育投入与家庭教育支出增加共同作用的结果。本文为保障一定强度的公共教育支出提供实证依据,也为评估大幅提高公共教育支出这一重大财政支出项目的实质绩效提供经验证据。

基于上述结论,本文的政策启示如下。一是进一步明确政府间事权与支出责任划分。扩大公共教育支出规模有效促进了人力资本积累,意味着保障一定强度的公共教育支出具有重要意义,这依赖于政府间教育事权与支出责任的清晰划分。公共经济学相关理论表明,具有外溢性特征的公共物品提供应由中央和地方共同承担支出责任,并根据外溢性范围确定相应的支出比例。考虑到教育具有较强的外溢性,应将其支出责任更多地归于中央政府。二是加大对经济欠发达地区的义务教育投入。农村地区和西部地区个体从公共教育支出提高中的受益程度更高,应进一步扩大对经济欠发达地区的教育投入规模。实际上,在中国教育发展史上具有“里程碑式”意义的“新机制”改革具有向西部地区和贫困地区倾斜的特征,一定程度切断了地区经济发展水平与个人受教育机会间的联系,但由于省级经费统筹比例具有明显的累退性,限制了其教育均衡作用的发挥。未来,应着重提高经济欠发达地区义务教育经费的统筹比例,实施更大规模的教育转移支付。三是将具有普惠性的财政事权改革与特惠性教育扶贫相结合,优化教育投入结构。多子女家庭的个体和女性群体受益程度更高,未来应建立家庭调查数据库并完善档案登记管理,对符合条件的家庭进行补助,适当增加特惠性教育扶贫投入,提高政策效率。

## 参考文献:

- 1.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。
- 2.陈晓东、黄晓凤,2021:《我国城镇居民收入分配机会不平等的生成机制分析:教育的传导作用究竟几何?》,《教育与经济》第5期。
- 3.程艳霞、李永梅,2019:《普及高中阶段教育的历史逻辑与供给侧改革路径》,《中国教育学刊》第2期。
- 4.翟博,2009:《人类教育发展史上的奇迹——改革开放30年中国推进全民教育的奋进历程》,《教育研究》第1期。
- 5.范子英、高跃光、刘畅,2020:《营养干预、健康与教育——基于国家营养改善计划的研究》,《财贸经济》第7期。
- 6.方超、黄斌,2022:《挤出还是挤出:公共教育财政投入对家庭教育支出的影响》,《教育研究》第2期。
- 7.付文林,2012:《人口流动、增量预算与地方公共品的拥挤效应》,《中国经济问题》第1期。
- 8.傅勇、张晏,2007:《中国式分权与财政支出结构偏向:为增长而竞争的代价》,《管理世界》第3期。
- 9.甘行琼、刘大帅、胡朋飞,2015:《流动人口公共服务供给中的地方政府财政激励实证研究》,《财贸经济》第10期。
- 10.何宗樾、宋旭光,2019:《公共教育投入对高等教育入学机会的影响:机制分析与差异研究》,《高等教育研究》第7期。
- 11.靳振忠、李子联、严斌剑,2022:《地区代际流动与家庭人力资本投资——来自中小学阶段家庭校外教育支出的证据》,《经济评论》第3期。
- 12.李春玲,2003:《社会政治变迁与教育机会不平等——家庭背景及制度因素对教育获得的影响(1940—2001)》,《中国社会科学》第3期。
- 13.李力行、周广肃,2014:《家庭借贷约束、公共教育支出与社会流动性》,《经济学(季刊)》第14卷第1期。
- 14.梁超、王素素,2020:《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》第9期。
- 15.梁若冰,2019:《财政激励与消失的女性》,《经济学(季刊)》第18卷第2期。
- 16.廖丽萍、张呈磊,2020:《“重男轻女”会损害女孩的健康状况吗?——来自中国家庭追踪调查的证据》,《经济评论》第2期。
- 17.任伟聪、梁若冰,2022:《农村家庭税费负担与人力资本积累——基于农村税费改革的经验分析》,《财政研究》第5期。
- 18.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。
- 19.王学龙、袁易明,2015:《中国社会代际流动性之变迁:趋势与原因》,《经济研究》第9期。
- 20.魏晓艳,2018:《公共教育投入对个人教育投入的实证效应研究》,《复旦教育论坛》第2期。
- 21.吴要武、刘倩,2015:《高校扩招对婚姻市场的影响:剩女?剩男?》,《经济学(季刊)》第14卷第1期。
- 22.吴愈晓,2012:《中国城乡居民教育获得的性别差异研究》,《社会》第4期。
- 23.席鹏辉、黄晓虹,2020:《财政压力与地方政府行为——基于教育事权改革的准自然实验》,《财贸经济》第7期。
- 24.杨继波、吴柏钧,2015:《公共教育支出对家庭代际投资决策的影响——基于世代交叠模型的分析》,《经济管理》第12期。
- 25.喻恺,2009:《我国财政对教育的投入能力分析》,《教育研究》第4期。
- 26.张翕、陆铭,2019:《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》第4期。
- 27.Barro, R. J. 1991. “Economic Growth in a Cross Section of Countries.” *The Quarterly Journal Economics* 106(2): 407-443.
- 28.Buchmann, C., T. A. DiPrete, and A. McDaniel. 2008. “Gender Inequalities in Education.” *Annual Review of*

- Sociology* 34(1): 319–337.
29. Chen, S. 2020. “Parental Investment after the Birth of a Sibling: The Effect of Family Size in Low-Fertility China.” *Demography* 57(6): 2085–2111.
30. Chetty, R., A. Looney, and K. Kroft. 2009. “Saliency and Taxation: Theory and Evidence.” *American Economic Review* 99(4): 1145–1177.
31. Coleman, J. S. 1988. “Social Capital in the Creation of Human Capital.” *American Journal of Sociology* 94: 95–120.
32. 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.
33. Jackson, C. K., R. C. Johnson, and C. Persico. 2016. “The Effects of School Spending on Educational and Economic Outcomes: Evidence from School Finance Reforms.” *The Quarterly Journal of Economics* 131(1): 157–218.
34. La Ferrara, E., A. Chong, and S. Duryea. 2012. “Soap Operas and Fertility: Evidence from Brazil.” *American Economic Journal: Applied Economics* 4(4): 1–31.
35. Schultz, T. W. 1960. “Capital Formation by Education.” *Journal of Political Economy* 68(6): 571–583.
36. Simkus, A., and R. Andorka. 1982. “Inequalities in Educational Attainment in Hungary, 1923–1973.” *American Sociological Review* 47(5): 740–751.
37. Tiebout, C. M. 1956. “A Pure Theory of Local Expenditures.” *Journal of Political Economy* 64(5): 416–424.
38. Shavit, Y., and H. C. Blossfeld. 1993. *Persistent Inequality: Changing Educational Attainment in Thirteen Countries*. Boulder: Westview Press.

## The Impact of Public Education Expenditure on Human Capital Accumulation

Liu Huan

(School of Economics and Management, Nanjing Agricultural University)

**Abstract:** The transformation of population from quantitative dividend to quality dividend in China is inseparable from the support of education policy. Based on the data of CHFS, the paper examines the impact of public education expenditure on family human capital accumulation. Using the increase in expenditure and birth cohort to build a difference-in-difference model, the study finds that increasing public education expenditure is beneficial for improving individual human capital level, and the conclusion is still valid after a series of robustness tests. Heterogeneity analysis shows that rural areas and women groups benefit more, so the increase of public education expenditure has effectively promoted education equity between urban and rural areas and groups. The mechanism analysis shows that the expansion of public education expenditure has effectively driven an increase in family education expenditure, both of which have jointly promoted the individual human capital accumulation. Based on this, in the future, we should establish a long-term mechanism to ensure the investment in public education of a certain intensity.

**Keywords:** Human Capital, Public Education Expenditure, Family Education Expenditure

**JEL Classification:** H52, H75, J24

(责任编辑:陈永清)