

财政教育支出对代际收入流动性的影响

——基于 CHNS 数据的分析

陈 怡, 钟楚楚

(南京审计大学 经济学院, 江苏 南京 211815)

[摘 要] 构建了财政教育支出影响代际收入流动性的理论模型, 并进行实证检验。研究发现: (1) 总体看, 财政教育支出有助于促进代际收入流动性, 且该作用呈现增长趋势, 然而对于不同收入阶层的家庭来说影响程度不同, 对于较低收入家庭的促进作用最大, 但对于最低收入家庭, 财政教育支出难以起到显著促进代际收入流动性的作用; (2) 随着子代教育阶段的提高, 财政教育支出对代际收入流动性的促进作用呈递减趋势, 即高中阶段从财政教育支出中的获益小于义务教育阶段, 细分较低收入家庭也呈现同样趋势; (3) 财政教育支出对代际收入流动性的影响存在地区异质性, 其对沿海地区代际收入流动性的促进作用较内陆地区更强, 同时, 高财政教育支出的地区相对低财政教育支出的地区, 财政教育支出对代际收入流动性的促进作用更强。基于以上结论, 应完善财政教育支出政策与社会系统性政策的配合; 疫情之下, 更应重视保证财政教育支出规模, 提升其使用效率; 合理划分不同地区以及不同教育阶段的财政教育支出规模等, 有助于发挥财政教育支出缓解代际收入阶层固化的作用。

[关键词] 财政教育支出; 生均教育经费; 代际收入流动; 人力资本投资

[中图分类号] F810 **[文献标志码]** A **[文章编号]** 1004-4833(2022)02-0094-13

一、引言

机会是否均等是分配领域研究的重要问题之一, 因为除了已然存在的贫富差距外, 机会均等既是民众也是政府公共政策追求的重要目标之一。正是因为意识到这一问题的重要性, 十九大报告中提出“……破除妨碍劳动力、人才社会性流动的体制机制弊端, 使人人都有通过辛勤劳动实现自身发展的机会。”伴随着经济改革带来居民人均可支配收入稳步提高的同时, 收入阶层存在固化倾向, 由此衍生出一些有悖于社会公平的不和谐现象, 危害着经济的长期可持续发展以及社会的公平公正问题^[1]。收入阶层固化的一个重要组成部分是代际收入的阶层固化, 即上一代人之间的收入差距延续至下一代人, “寒门”难出“贵子”^[2]。这种代际间的收入阶层固化使得子代向上发展的通道收窄, 子代收入更易受到其父母收入、家庭背景的影响。

教育投入是现代社会的实现代际收入流动的关键渠道^[3], 教育投入不仅包括父代对子代进行的个人投资, 还包括国家对其进行的公共投资——财政教育支出, 对教育的公共投资也是政府追求机会均等和收入平等的重要机制^[4]。改革开放以来, 政府持续的大规模教育投入使得一批青年才俊有书读, 读好书。“十三五”期间, 中央坚持把教育作为财政支出重点领域予以优先保障, 据统计^①, 2016—2020 年, 全国一般财政预算教育支出累计 16.21 万亿元, 在一般财政预算支出中占比最大。2019 年, 国家财政性教育经费为 4.05 万亿元, 占 GDP 比重约为 4.04%, 这也是该比重自 2012 年起第 8 年保持高于 4% 的水平。但是我国财政教育支出在多大程度上可以影响代际收入流动性? 在不同的子代教育阶段下、不同的父代收入等级下、财政教育支出水平不同的地区, 财政教育支出对代际收入流动性的影响又存在怎样的异质性? 本文将围绕以上问题进行探讨。

相较于以往研究, 本文的创新之处在于: (1) 构建了财政教育支出影响代际收入流动性的理论模型, 分析其影响的作用机制; (2) 考虑到 CHNS 数据库的特征, 从省级层面入手, 对子代逐一进行生均教育经费的计算, 以期最大程度地精确衡量每个子代在其就读年份内所享受到的国家财政教育支出, 以保证实证结果的准确性。

[收稿日期] 2021-05-17

[基金项目] 国家社会科学基金项目(15BJL018); 江苏省硕士研究生科研与实践创新项目(KYCX20_1644)

[作者简介] 陈怡(1976—), 女, 江苏东台人, 南京审计大学经济学院教授、硕士生导师, 从事收入分配研究, E-mail: dongtaichen@nau.edu.cn; 钟楚楚(1996—), 女, 江苏盐城人, 南京审计大学经济学院硕士研究生, 从事收入分配研究。

^①数据来源于 2016—2020 年各年教育部、国家统计局、财政部关于全国教育经费执行情况统计公告。

(3)细分不同群体考察财政教育支出对代际流动性的影响,包括按照教育阶段分组,按照父亲收入进行分位数回归,按照生均教育经费高低将省市分组,有助于理解财政教育支出对不同群体的影响程度,从而使财政教育支出的相关政策建议更具可操作性和针对性。

二、文献综述

代际相关性的问题最早是由 Galton 提出的,他首次提出“先天禀赋和后天环境”是影响代际流动性的两大主要原因^[5];Becker 和 Tomes 则开启了经济学领域研究代际流动性的时代,他们将人力资本理论引入代际收入流动的研究,构建模型探讨父代对子代的人力资本投资对代际收入流动性的影响^[6],虽然该模型存在一些不足之处,但仍对之后的代际收入流动研究产生了深远影响。基于该研究,国内外学者主要开始了两个方面的探索:一是对代际收入流动性的估算;二是研究代际收入流动性的传递机制。

(一)关于代际收入流动性的估算

由于微观经济学分析的发展,近三十年来代际收入流动性研究取得了重大进展。在 Becker 和 Tomes 之后,西方经济学家 Behrman 和 Taubman 测算了美国代际收入流动弹性为 0.2,他们认为美国具有较高的流动性^[7];而 Solon 的研究发现,代际收入弹性由对样本不加限制时的 0.39 降到只选取高中及以上学历父子样本时的 0.26,他还发现使用年收入数据来估算,代际收入弹性估算值会下偏,样本年限越长,其弹性估算值越可靠^[8];Zimmerman 用父代 4 年收入均值进行测算,得到美国的代际收入弹性为 0.54,高于以往的研究结果^[9];而 Mazumder 将父代收入取值拉长至 16 年时,得到的弹性约为 0.6,也较以往研究结果更高^[10];Herrington 用父代收入五年均值研究了美国和挪威两国的代际收入流动性,得出美国的弹性约为 0.53、挪威约为 0.49,认为两国代际收入的不同可能是因为政府教育投入配置的不同^[11];David 和 Martin 采用 1950—2018 年丹麦居民的收入数据均值,得出丹麦的代际收入流动性持续降低,但仍然高于大部分国家^[12]。这些学者的结果都证实了收入样本的选择会带来测算的偏误,且理论上父代收入样本年限越长,估算结果越准确^[13-14]。

相较于国外来说,由于包括数据可得性相对较差等的原因,国内对代际收入流动性的研究较晚^[4]。2000 年以来,依据 Becker 和 Tomes 的模型,开始有更多学者对中国的代际收入流动性进行估算,王海港^[15]、郭丛斌和闵维方^[16]采用我国单年的微观家户数据估算代际收入流动性。姚先国和赵立秋^[17]、陈琳和袁志刚^[18]、杨沫和王岩^[19]采用多年的微观家户数据进行估算,他们的研究结果也发现采用多年平均收入估算得出的代际收入弹性要高于单年,他们还发现中国代际收入弹性呈现先下降后上升至稳定的趋势。具体研究方法与估算结果可见表 1。

表 1 国内学者对代际收入流动性的测算

作者	估算方法	数据来源	估计值
王海港 ^[15]	OLS 回归、代际转换矩阵	“中国城乡居民收入分配”课题组的调查结果 1988、1995	0.384(1988),0.424(1995)
姚先国和赵立秋 ^[17]	OLS 回归	中国健康和营养调查(CHNS)1989—2004	0.7(均值)
郭丛斌和闵维方 ^[16]	二元 Logistic 回归	中国城镇居民教育与就业情况调查 2004	0.320(2004)
方鸣和应瑞瑶 ^[20]	最小二乘法(TS2SLS)	中国综合社会调查数据(CGSS)2015	城镇 0.584(2015) 农村 0.546(2015)
陈琳和袁志刚 ^[21]	OLS 回归	中国综合社会调查数据(CGSS)2006 中国居民收入调查(CHIP)1988—2002 中国健康和营养调查(CHNS)1989—2009	城镇[0.045,0.447](1989—2009) 农村[0.258,0.338](1989—2009)
王美今和李仲达 ^[22]	OLS 回归、工具变量法	中国健康和营养调查(CHNS)1989—2009	0.830(均值)
徐晓红 ^[23]	双样本工具变量法	中国居民收入调查(CHIP)1988—2007 中国家庭追踪调查(CFPS)2008—2012	城镇[0.30,0.51](1988—2012) 农村[0.22,0.42](1988—2012)
杨沫和王岩 ^[19]	OLS 回归、代际转换矩阵	中国健康和营养调查(CHNS)1989—2015	[0.266,0.414](1989—2015)

资料来源:作者整理。

(二)关于财政教育支出影响代际收入流动性的研究

除了上述对代际收入流动性进行的估算,大量文献开始研究代际收入流动性的传递机制,在众多影响机制中,有关财政教育支出对代际收入流动性的影响研究较早始于 Solon,他对 Becker 和 Tomes 的模型进行扩展,将政府的财政教育支出与家庭私人教育支出纳入一个理论框架中,来解释代际收入流动性的国别差异与变化趋势,得出政府的公共支出确实会对子代的收入产生影响的结论^[24]。在 Solon 的理论研究基础上,Hassler 等的研究得出财政教育支出提高了子代成为“人才”的概率,因为他们会更容易得到优质教育^[25];Mayer 和 Lopoob 将信

贷约束引入代际流动模型,发现美国财政教育支出越高的州倾向于拥有越高的代际流动性。另外一些研究则细分了财政教育支出的分配差异与流向对代际收入流动性的影响^[26];Pekkala 和 Lucas 发现如果将财政教育支出的重心从初等教育转至高等教育,代际流动性会恶化^[27];Herrington 分析了美国和挪威的公共教育支出在地区、社区、学校间的分配差异很大程度上也会影响到代际收入流动性的变化^[11]。

国内学者近十年来也开始关注财政教育支出对代际收入流动性的影响,这些研究大都支持了财政教育支出有助于促进代际收入流动的结论,如郭丛斌和闫维方^[16]、周波和苏佳^[28]、徐俊武和易瑞祥^[29]、邵洲洲和冯剑锋^[30]。还有研究对财政教育支出进行了细分,宋旭光 and 何宗樾将义务教育阶段财政教育支出作为考察对象,结果表明提高义务教育阶段的财政教育支出可以降低低收入家庭父代与子代之间的代际收入固化现象,有利于缓解贫困代际传递^[4,31]。

前人的研究已经将财政教育支出与代际收入流动性建立起了联系,也从相关角度开展了对两者关系的实证研究。但总体来看,国内对财政教育支出影响代际收入流动性的研究相对较为缺乏^[2],这既是一个机会也是一个挑战。本文将在构建财政教育支出影响代际收入流动性理论模型的基础之上,利用 CHNS 数据库,在省级层面上对子代逐一进行生均教育经费的计算,并从教育阶段、父代收入和财政教育支出水平三个层面细分群组来系统地考察财政教育支出对代际流动性的影响,最后提出完善我国财政教育支出促进代际收入流动性的政策建议。

三、理论机制

代际收入流动性是指父代收入与子代收入之间的关联性,最初的理论基础来源于 Becker 和 Tomes 的人力资本理论模型^[6]:

$$\text{Max } u_i = (1 - \alpha) \ln C + \alpha \ln y_i^c \quad (1)$$

$$\text{s. t. } y_i^f = C_i^f + I_i \quad (2)$$

u_i 是不同家庭所获得的效用, C 代表消费, C_i^f 即是父亲的消费, y_i^c 是其子代的收入, I_i 是父代对子代的人力资本投资。假定父代的收入用于自身消费以及对子代的人力资本投资,而子代的收入取决于父代的教育决策以及先天禀赋。我们将模型分为接受教育时期和就业时期两个阶段。

(一) 接受教育时期

此阶段的收入来源主要是父代收入 y_i^f , 而支出由消费 C_i^f 和教育投资 I_i 组成。子代接受教育的成本为 E , E 与父母受教育程度 P_a 有关, P_a 越高, 对子代的教育决策 S 越高, E 相应越高, 因此将接受教育的成本定义为: $E = mP_a S^r$ 。

财政教育支出可以降低子代受教育的成本^[30], 将它降低的这一部分记为 $\beta_1 GS$, 也可以将其理解为财政教育支出对家庭负担上学所需要的成本挤出了 $\beta_1 GS$ 。父母受教育程度还会影响子代的学习习惯和态度^[26], 从而减少一部分的学习成本 $\beta_2 P_a S$ 。因此, 接受教育时期子代总的教育支出为:

$$I_i = mP_a S^r - \beta_1 GS - \beta_2 P_a S \quad (3)$$

消费 C_i^f 就是家庭收入减去教育支出:

$$C_i^f = y_i^f - I_i = y_i^f - mP_a S^r + \beta_1 GS + \beta_2 P_a S \quad (4)$$

(二) 就业时期

子代的收入取决于其受教育程度 S 以及先天禀赋^[6], 因此 $y_i^c = Y_1(S) + e_i^c = \theta S + \alpha e_i^c$, e_i^c 代表着子代先天性的禀赋, 自身素质等因素。两阶段的效用记为 $u_i(C_i^f, y_i^c)$, 代入(1)式得:

$$u_i = (1 - \alpha) \ln(y_i^f - mP_a S^r + \beta_1 GS + \beta_2 P_a S) + \alpha \ln(\theta S + e_i^c) \quad (5)$$

效用最大化即:

$$\frac{\partial u_i}{\partial S} = (1 - \alpha) \frac{-mrP_a S^{r-1} + \beta_1 G + \beta_2 P_a}{y_i^f - mP_a S^r + \beta_1 GS + \beta_2 P_a S} + \frac{\alpha \theta}{\theta S + e_i^c} = 0 \quad (6)$$

化简得:

$$G = \frac{P_a \{ (\alpha - 1) (mr\theta S^r + mre_i^c S^{r-1} + \beta_2 e_i^c) - \theta S \beta_2 + \alpha m \theta S^r \}}{\beta_1 (S \theta + e_i^c - \alpha e_i^c)} \quad (7)$$

式(7)为效用最大化时 G 的表达式,将其对 y_i^f 求导可得:

$$\frac{\partial G}{\partial y_i^f} = -\frac{-\alpha\theta}{\beta_1(S\theta + e_i^c - \alpha e_i^c)} < 0 \quad (8)$$

式(8)小于0,说明财政教育支出的增加会减少父代收入 y_i^f 对教育决策的影响,有利于低收入家庭选择更优质的教育, S 变大带来子代 y_i^c 的增加,进一步促进了代际收入流动性。

假设上文的 I_i 分为两部分,一部分是父代自己为子代投入的资产 I_p ;一部分是政府每年的财政教育拨款分摊至子代身上的投资 I_s 。仍基于 Becker 和 Tomes 的模型,假设一个有借贷约束的社会——现实社会^[29]。如果没有政府财政教育支出,那么父代仅通过 I_p 对子代进行投资,此时处于高收入阶层的父代仍可以对其子代进行最优投资,而低收入阶层的父代因难以获得借贷不得不压缩自身消费 C_i^f ,此时父代无法给予子代最优投资,这样高收入家庭的子代在未来比低收入家庭的子代获得更高的收入^[29,32]。如图1所示,预算约束线发生了平移, E_1 、 E_2 分别代表高低收入家庭的均衡点,可以看出 $A_1 > A_2$, $B_1 > B_2$,父代的阶层差距、收入差距会持续到下一代,阶层固化开始出现。如果该社会有财政教育支出,可在一定程度上缓解借贷约束带来的压力,高收入家庭仍可给予子代提供最优水平的人力资本投资,而对于低收入家庭,其 $I_s > 0$, I_i 变大,一定程度上减弱了父代收入与子代收入之间的关联,此时的财政教育支出相当于是一种保险,保障了低收入家庭子代获得教育最基本的平等^[29,32-33],即 U_2 对应的预算约束线会向上平移,越来越接近 E 均衡点,也许不能达到最优人力资本投资水平,但终究提升了代际收入流动性。通过以上理论分析,我们得出假说1。

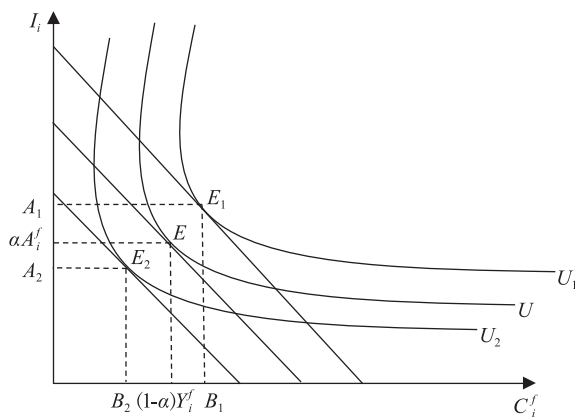


图1 贫富家庭各自最优投入决策

假说1:无论在何种假设条件下,财政教育支出都促进了代际收入流动性。

(三) 对于最低收入家庭的分析

但在这里还有一种特殊情况的存在,即处在最低收入水平的家庭,这类家庭的子代往往由于交通闭塞、家庭环境、所在的地区都处在深度贫困而缺乏基础教育设施等原因不能享受到应有的义务教育^[2,18,34]。父代的受教育程度 P_a 往往很小甚至趋近于0,上一代由于长期处在深度贫困环境下使得他们对子代的教育决策 S 也会很低,同样趋近于0,同理,此时该类家庭的教育支出也趋近于0,在没有财政教育支出的情况下, $C_i^f \approx y_i^f$ 。而在有财政教育支出的情况下,国家的财政教育支出可以弥补他们对子代教育的投入,同时最低收入水平家庭的 C_i^f 不会受到太大影响,财政教育支出相当于一种额外的收入,因此式(4)中的 $C_i^f = y_i^f - I_i$ 不再适用于这类家庭,而是 $C_i^f = y_i^f$,此时(5)式为: $u_i = \ln(y_i^f) + \alpha \ln(\theta S + e_i^c)$ 。效用最大化为:

$$\frac{\partial u_i}{\partial S} = \frac{\alpha\theta}{\theta S + e_i^c} > 0 \quad (9)$$

这种情况下,财政教育支出取决于 S ,取决于父代长久以来处在最低收入水平中所固有的封闭落后的思想能否得到改善,取决于交通、教育基础设施等是否改善。因此对于这一类人群,现阶段财政教育支出对他们代际收入流动性的改善可能并不明显,或者需要更长的时间才可能显现。通过以上理论分析,我们得出假说2。

假说2:对于最低收入家庭,财政教育支出未起到显著促进代际收入流动的作用。

四、计量模型与数据说明

(一) 计量模型

根据上文的理论模型分析,通常意义上的代际收入弹性估计模型即基准模型为:

$$\ln Y_{ic} = \beta_0 + \beta_1 \ln Y_{ip} + \beta_2 z_i + u_i \quad \text{模型 I}$$

i 是第 i 对父子样本, c 表示儿子, p 表示父亲, Y_{ic} 是子代年收入, Y_{ip} 是父代年收入, β_1 即为代际收入弹性,

$(1 - \beta_1)$ 即代表着代际收入流动性,也就是代际收入弹性 β_1 的降低意味着代际收入流动性的增强,两者呈负相关关系。为了克服生命周期的偏误,会在 z_i 中引入父子年龄及年龄的平方项作为控制变量^[8]。 U_i 为扰动项。为了研究财政教育支出对人力资本投资的影响,在模型 I 中引入 $\ln G_{ic}$, G_{ic} 表示第 i 对父子样本中的儿子在他接受教育的年份里所得到的财政教育支出均值^[1,29,31],将模型扩展为:

$$\ln Y_{ic} = \beta_0 + \beta_1 \ln Y_{ip} + \beta_2 \ln G_{ic} + \gamma z_i + u_i \quad \text{模型 II}$$

引入 $\ln G_{ic}$ 与 $\ln Y_{ip}$ 的乘积交互项^[1,3,24],将回归模型进一步扩展为:

$$\ln Y_{ic} = \beta_0 + \beta_1 \ln Y_{ip} + \beta_2 \ln G_{ic} + \beta_3 \ln Y_{ip} \times \ln G_{ic} + \gamma z_i + u_i \quad \text{模型 III}$$

β_3 反映了财政教育支出对代际收入流动性的影响,若 β_3 为负,则表示父代收入对子代的影响程度随着财政教育支出的增加而减小,即财政教育支出的增加促进了代际收入流动性。此外,为了模型的稳健性,在实证部分纳入了省级层面的家庭教育支出变量以及子代其兄弟姐妹数量;还在控制变量 z_i 中将省份设置虚拟变量,采用省份固定效应来控制随省份变化的不可观测因素^[35];以及纳入了宏观控制变量,包括子代所在省市的人均 GDP 以及外贸依存度^[1,4,23]。

(二) 变量选择

1. 收入变量的构建与说明

首先,本文选取问卷中年龄为 16—65 岁未在学的成年男性受访者作为样本,且仅研究父子之间的代际收入流动性^①,其次,根据个人 ID, 家户 ID 将子代数据与其父亲的数据进行匹配。在一个父亲拥有多个子女的情况下,我们选取年龄最大的儿子作为样本,因为这样既可以避免子代年龄偏小所造成的估计结果偏差,也增加了数据的稳定性。最后,由于 CHNS 数据调查间隔年份较大,共同参与多年调查的家庭数量减少,影响实证的稳定性与准确性,因此本文先考虑对最新两年 2011 年、2015 年的数据分别回归,再对两年共有的样本进行稳健性检验。

2. 解释变量

生均教育经费 = 政府对样本所在省市的财政教育支出/当年所在省市的在校学生数量^[29],由于每个教育阶段的生均教育经费都不一样,一般来说小学的生均教育经费 < 初中 < 高中 < 高等学校,不考虑高等教育阶段,这是因为多数人并不会在自己的城市读大学,而 CHNS 并未追踪子代在哪座城市读大学,因此本文只研究小、初高这三个教育阶段。为了使财政教育支出对代际收入流动性的解释更准确,本文列出所有个体各自的受教育年限以及他们分别进入小学、初中和高中的年份,将其小、初、高三个阶段对应年份里所在省市的生均教育经费加总获得政府对其总的人力资本投资再除以子代的受教育年限,从而得出相对更精准的生均教育经费数据。

3. 控制变量

家庭教育支出:由于 CHNS 数据库并未调查每个家户教育投入的情况,因此文中该数据选择使用统计年鉴中从省级层面衡量的家户平均教育文化娱乐支出。人均 GDP:处理方法类似于生均教育经费,同样根据样本受教育的时段中所在省市的人均 GDP 值进行加总求平均,以获取更精准的数据。贸易开放度:部分进出口贸易总额在统计年鉴中只披露了以美元为单位的统计数据,采用当年平均汇率(中间价)将其换算成人民币币值。对于地区变量,做了两种处理:一是参考胡洪曙和元寿伟的方法,设置了虚拟变量 D,代表该地区属于沿海还是内陆^[36],将 2011 年与 2015 年 CHNS 数据库涉及的 12 个省市进行划分,D = 1 代表沿海地区、D = 0 代表内陆地区;二是将 12 个省市各自设立虚拟变量将省份固定来消除不随时间变化的地区变量所带来的偏差。

(三) 数据描述

从表 2 可以看出,2011 年子代年收入对数的均值为 8.98(原收入均值 18141 元),父代年收入对数的均值为 8.77(原收入均值 13132 元),父代低于子代;2015 年子代年收入对数的均值为 9.03(原收入均值 26221 元),父代年收入对数的均值为 8.53(原收入均值 10878 元),父代低于子代。2011 年子代平均受教育年限 11.11 年,父代平均受教育年限为 7.99;2015 年子代平均受教育年限 11.10 年,父代平均受教育年限为 8.35。两年数据都体现了子代平均受教育年限高于父代的特征。2011 年家庭教育支出均值为 1186 元,低于 2015 年的 1588 元,表明家庭在个人教育投入中水平有所升高。2011 年生均教育经费不取对数的原数据中均值为 2091.83 元,2015 原

^①虽然母亲的收入对后代存在不可忽视的影响,但母亲的收入比起父亲更容易受到婚姻、婚前家庭等因素的影响,且前人的研究大多采用父子收入数据,为了有助于与以往文献的可比性,这里采用父子之间的代际收入流动来度量。

数据中均值为 2092.32 元,两者差距不明显;在原数据中剔除 1% 以下及 99% 以上的极端值后,东部地区生均教育经费 2011 年均值为 3285.71 元,2015 年为 3420.23 元;中部地区这个数据分别为 1703.13 元和 1810.76 元;西部地区分别为 1202.85 元和 1477.46 元,东部地区生均教育经费与中西部差距较大。纵向来看,三个阶段的生均教育经费也符合上文所描述的规律,即小学阶段的教育投入 < 初中 < 高中。

表 2 样本描述性统计

	2011					2015				
	样本量	均值	标准差	最小值	最大值	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
$\ln Y_{ic}$	660	8.98	1.61	2.29	12.61	801	9.03	1.87	1.59	13.52
$\ln Y_{ip}$	660	8.77	1.26	3.78	12.98	801	8.53	1.32	3.78	12.85
age_s	660	31.32	8.25	16	58	801	32.28	8.24	16	59
age_f	660	59.54	9.60	37	65	801	59.90	9.92	35	60
edu_s	660	11.11	3.48	0	18	801	11.10	3.45	0	18
edu_f	660	7.99	3.79	0	17	801	8.35	3.60	0	18
$\ln G_{ic}$	403	7.17	0.72	5.38	9.84	578	7.34	0.71	5.86	10.14
$\ln G_{ic-P}$	283	6.44	0.57	5.38	8.99	461	6.53	0.65	5.38	9.46
$\ln G_{ic-M}$	354	7.22	0.58	6.07	9.83	533	7.33	0.71	6.07	10.14
$\ln G_{ic-H}$	251	8.28	0.62	6.76	10.61	323	8.34	0.64	6.78	10.83
Edu_p	660	1186	1045	183	3836	801	1588	857.32	585	4046
Num_c	660	1.7	0.94	1	6	801	1.78	0.90	1	5
$\ln GDP$	660	8.78	0.71	7.68	10.20	801	9.37	0.49	8.76	10.39
$OPEN$	660	0.31	0.43	0.04	1.97	801	0.27	0.39	0.05	1.92
D	660	0.56	0.50	0	1	801	0.45	0.50	0	1

注:由于本文只考虑小、初、高三个阶段,对高中以上学历不做研究,故实证研究中实际用到的平均受教育年限只有 0-12 年; $\ln G_{ic-P}$ 、 $\ln G_{ic-M}$ 、 $\ln G_{ic-H}$ 分别代表小学、初中和高中各自可观测到的生均教育经费, $\ln G_{ic}$ 代表总的生均教育经费。

表 3 和表 4 使用代际收入转换矩阵分别对 2011 年和 2015 年的代际收入流动性做了一个直观描述^[15,29]。转换矩阵产生于一阶马尔科夫转换过程随机性的研究,此方法可以用来表示代际收入流动性,定量地反映父代与子代之间收入阶层的动态变化。运用分位数法,本文将父代收入与子代收入水平从低到高排列,并按照五分位数将排列好的收入水平序列进行等级划分,从而构建代际收入转换矩阵,构造的转换矩阵 P 如下:

$$P = \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} & a_{13} & a_{14} & a_{15} \\ a_{21} & a_{22} & a_{23} & a_{24} & a_{25} \\ a_{31} & a_{32} & a_{33} & a_{34} & a_{35} \\ a_{41} & a_{42} & a_{43} & a_{44} & a_{45} \\ a_{51} & a_{52} & a_{53} & a_{54} & a_{55} \end{bmatrix}$$

表 3 代际收入转换矩阵(单年)

单位:%

		1	2	3	4	5							
2011	1	40.15	21.21	15.91	15.91	6.82	2015	1	32.30	25.47	18.63	9.32	14.29
	2	23.31	27.07	21.05	19.55	9.02		2	28.13	21.88	13.75	16.28	20.00
	3	25.95	25.19	18.32	18.32	12.21		3	20.63	28.13	24.38	12.50	14.38
	4	6.82	16.67	28.03	23.48	25.00		4	14.38	14.38	27.50	23.13	20.63
	5	3.79	9.85	16.67	22.73	46.97		5	5.00	10.00	15.63	40.00	29.38

转换矩阵中每个元素 a_{ij} 代表着父代收入处于第 i 阶层的子代收入处在第 j 阶层的概率(在 $[0,1]$ 区间内),其中第一阶层为最低收入阶层,第五阶层代表最高收入阶层,且横行代表子代所处阶层,纵列代表父代所处阶层, α_{11} 即为父代收入处于第一阶层时,其子代收入仍处于第一阶层的概率。如表 4 所示,2011 年父代收入处于第一阶层时,其子代收入仍留在第一阶层的概率为 40.15%,2015 年的该概率则为 32.30%。

表 4 代际收入转换矩阵(2011 年和 2015 年两年共有样本)

单位:%

	1	2	3	4	5
1	36.07	27.87	24.59	9.84	1.64
2	36.07	18.03	21.31	8.20	16.39
3	9.84	24.59	18.03	34.43	13.11
4	9.84	19.67	18.03	27.87	24.59
5	8.33	10.00	18.33	20.00	43.33

上述分析可以看出以下特征:(1)最低、最高收入阶层的代际流动性是所有阶层中最小的。2011年中,父辈处于第一收入等级时,子辈仍处于最低收入阶层的概率为40.15%,而进入最高阶层的概率仅有6.82%,2015年中,父子都在第一阶层的概率为32.30%,而子代进入最高阶层的概率仅有14.29%;2011年,父辈处于最高收入等级时,子辈仍处于最高收入等级的概率为46.97%,子代仅有3.79%的概率会降至最低等级,2015年,父子均处于最高等级的概率为29.38%,子代进入最低等级的概率为5.00%。这是因为:高收入阶层物质资本、人力资本都会更加优越,有足够的资源和能力让子代继续保持在高收入阶层;低收入阶层不仅资源更少,也更易受到风险的波及,稳定性较差,因此也很难向上流动;处于中间收入阶层的家庭向上流动向下流动的概率都比较平均。(2)子辈收入跳跃的阶层越多,难度就越大,我们可以发现主对角线周围元素的数值普遍比较大,即亚惯性率比较大,2011年数据组中亚惯性率高达68.17%,远超50%,侧面反映了存在阶层固化现象。

五、实证分析

(一)基准回归结果分析

表5、表6和表7给出了基于以上三个模型的OLS估计结果,表5和6的第(1)、第(2)、第(3)列是模型I的估计结果,其中第(1)列是不考虑虚拟变量的基准回归结果,使用了每年的全部样本;第(2)列是在第(1)列基础上仅使用了2011年和2015年中具有可观测的生均教育经费的样本数据;第(3)列是在第(2)列基础上引入沿海及内陆虚拟变量D的估计结果;第(4)和第(5)列是模型II和III的估计结果,相对于模型I引入了生均教育经费变量及其交互项,第(5)列还考虑了虚拟变量D。基准回归的结果显示:第(1)列中2011年代际收入弹性估计值为0.363,2015年代际收入弹性估计值为0.292,与前人得出的数据较为接近;第(2)列中,该估计值为0.300和0.239,第(1)列和第(2)列的代际收入弹性均在1%的水平上显著。第(4)列显示:2011年代际收入弹性估计值为0.269,2015年为0.225,交互项系数均为负且都在1%的水平上显著,说明财政教育投入能通过改善父代收入从而促进代际收入流动性,验证了前文中的假说1。第(3)列考察了沿海和内陆地区之间代际收入流动性的区别,2011年中虚拟变量前的系数为-0.143,且在10%的水平上显著,这意味着其他条件不变的情况下,沿海地区的代际收入弹性比内陆地区低14.3%,2015年中该数值为16.2%,表明沿海地区的代际收入流动性普遍高于内陆地区。将第(3)列与第(5)列进行对比,可以发现引入了生均教育经费变量后,不但是整体的流动性增强了,而且D前面的系数绝对值也变得更大了,第(5)列中,2011年沿海地区的代际收入弹性相对于内陆地区高出了23%,2015年高出了20.5%,由此发现财政教育的投入对沿海地区代际收入流动性有更强的促进作用。表8中第(1)和第(3)列是将模型I控制了省份固定之后的回归结果,第(2)和第(4)列是将模型III进行了省份固定,由于主要是进行核心变量系数的对比,出于篇幅考虑仅列出了 $\ln Y_{ip}$, $\ln Y_{ip} \times \ln G_{ic}$ 前的系数,如表8所示,在将省份差异这一因素控制了之后,系数相较于没控制这一变量时均有微弱提升。生均教育经费的系数均为正且低于代际收入弹性系数,说明国家的财政教育支出确实有助于提高子代收入,但其影响程度小于父代收入。

(二)分教育阶段回归结果

在表5、表6第(1)列基准回归的基础上控制了省份变量,利用模型II和模型III继续研究不同教育阶段下财政教育支出对代际收入流动性的影响。表8和表9分别引入小学、初中、高中三个阶段的生均教育经费,回归结果表明:首先,不论小学、初中还是高中,引入生均教育经费变量都带来了代际收入弹性的降低,与假说1的结论保持一致,但对这三个阶段的影响程度各不相同,总体呈现出在义务教育阶段财政教育支出对代际收入流动性的促进作用要大于高中阶段的特征,这一点与陈琳^[2]、徐俊武和易祥瑞^[29]研究相一致。其次,在第(2)、第(4)和第(6)列中引入财政教育支出与父亲收入的交互项,实证结果均为负且显著,进一步说明财政教育支出在各个阶段都对代际收入流动性起到了促进作用。交互项前面的系数还可以表明,相对于父代收入较高的人群来说,父代收入较低的子代更能从财政教育投入中获益,我们将在后文对父代收入水平进行分位数回归中更清晰的观察到这一现象。小学阶段交互项系数的绝对值最高,这表明比起初中和高中阶段,小学阶段财政教育支出更能使收入较低的家庭积累人力资本,并从中获益^[28,35]。可能的原因在于:小学阶段是大部分人接受教育的起点,也是人力资本形成的初期,而人力资本积累是财政教育支出对代际收入流动性产生影响的一个重要渠道^[6]。因此小学阶段的财政教育投入最能缓解较低收入家庭个人教育投资短缺的问题,它可以从源头上削弱较低收入

表 5 基于模型 I、II、III 的基准 OLS 回归结果(2011 年)

	被解释变量:子代收入对数				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
$\ln Y_{ip}$	0.363 *** (0.050)	0.300 *** (0.067)	0.298 *** (0.067)	0.269 *** (0.067)	0.207 *** (0.068)
$\ln G_{ic}$				0.088 *** (0.085)	0.087 ** (0.086)
$\ln Y_{ip} \times \ln G_{ic}$				-0.0026 *** (0.096)	-0.0031 *** (0.096)
Edu_p	0.022 *** (0.019)	0.012 * (0.007)	0.020 * (0.013)	0.010 ** (0.017)	0.013 * (0.011)
Num_c	0.024 (0.242)	0.286 (0.592)	0.251 (0.593)	0.502 (0.581)	0.451 (0.582)
age_s	-0.077 (0.057)	0.141 (0.115)	0.143 (0.115)	0.021 (0.026)	0.021 (0.026)
age^2_s	0.001 (0.001)	-0.004 (0.003)	-0.003 (0.003)	-0.010 * (0.002)	-0.010 (0.003)
age_f	0.075 (0.084)	-0.015 (0.408)	-0.015 (0.018)	-0.013 (0.016)	-0.013 (0.016)
age^2_f	-0.001 (0.001)	-0.000 (0.001)	-0.000 (0.001)	0.000 (0.000)	0.000 (0.001)
GDP	0.000 *** (0.000)	0.000 *** (0.000)	0.000 *** (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)
$OPEN$	0.081 (0.176)	0.028 (0.233)	0.075 (0.241)	-0.161 (0.241)	-0.132 (0.249)
D			-0.143 * (0.178)		-0.230 ** (0.188)
常数项	2.225 (2.189)	4.344 (4.024)	4.276 (4.249)	2.278 (6.716)	2.498 (6.959)
R-squared	0.2629	0.1811	0.1814	0.2031	0.2064
样本量	660	403	403	403	403

注:***、**、* 分别为在 1%、5% 和 10% 的水平上显著,括号内为标准误差值,下表同。

表 7 基于模型 I、III 的省份固定回归结果

	被解释变量:子代收入对数			
	2011		2015	
	(1)	(2)	(3)	(4)
$\ln Y_{ip}$	0.477 *** (0.738)	0.352 * (0.066)	0.444 *** (0.603)	0.312 ** (0.058)
$\ln G_{ic}$		0.121 * (0.045)		0.267 ** (0.071)
$\ln Y_{ip} \times \ln G_{ic}$		-0.0141 * (0.102)		-0.0114 ** (0.081)
Edu_p	0.043 * (0.157)	0.027 (0.136)	0.051 * (0.199)	0.019 * (0.106)
Num_c	0.245 (0.112)	0.177 (0.089)	0.367 (0.125)	0.416 (0.189)
age_s	-0.036 (0.023)	-0.041 (0.033)	0.109 (0.060)	-0.076 (0.049)
age^2_s	0.003 (0.002)	0.009 (0.007)	0.007 (0.004)	0.013 (0.010)
age_f	0.134 (0.029)	0.285 (0.054)	0.103 (0.036)	0.085 (0.078)
age^2_f	-0.005 (0.002)	0.003 (0.001)	-0.007 (0.003)	-0.004 * (0.002)
GDP	0.011 * (0.003)	0.010 (0.003)	0.008 (0.005)	0.002 (0.001)
$OPEN$	0.107 * (0.083)	0.088 (0.054)	0.193 * (0.067)	0.029 (0.043)
省份固定	是	是	是	是
常数项	3.249	2.887	3.489	1.742
R-squared	0.178	0.266	0.273	0.269
样本量	403	403	578	578

表 6 基于模型 I、II、III 的基准 OLS 回归结果(2015 年)

	被解释变量:子代收入对数				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
$\ln Y_{ip}$	0.292 *** (0.051)	0.239 *** (0.059)	0.238 *** (0.059)	0.225 ** (0.057)	0.218 *** (0.055)
$\ln G_{ic}$				0.139 ** (0.178)	0.198 *** (0.273)
$\ln Y_{ip} \times \ln G_{ic}$				-0.0062 *** (0.810)	-0.0056 *** (0.903)
Edu_p	0.026 * (0.004)	0.019 * (0.006)	0.010 * (0.002)	0.031 ** (0.017)	0.070 * (0.017)
Num_c	0.261 (0.303)	0.384 (0.497)	0.399 (0.498)	0.350 (0.500)	0.397 (0.502)
age_s	0.064 (0.069)	0.060 * (0.065)	0.061 * (0.065)	0.085 ** (0.027)	0.085 * (0.027)
age^2_s	-0.001 (0.001)	-0.009 ** (0.003)	-0.010 * (0.003)	-0.017 (0.004)	-0.018 (0.003)
age_f	-0.002 (0.095)	-0.131 (0.171)	-0.129 (0.171)	-0.037 (0.018)	-0.146 (0.167)
age^2_f	0.000 (0.001)	0.001 (0.001)	0.001 (0.001)	0.001 (0.000)	0.001 (0.001)
GDP	0.016 (0.015)	0.084 (0.189)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)
$OPEN$	0.347 * (0.195)	0.183 (0.222)	0.205 (0.223)	0.107 (0.253)	0.470 (0.255)
D			-0.162 * (0.151)		-0.205 ** (0.149)
常数项	3.744 (2.667)	1.449 (4.365)	1.417 (4.365)	4.612 (5.757)	4.299 (6.085)
R-squared	0.1366	0.0909	0.0927	0.1620	0.1413
样本量	801	578	578	578	578

表 8 不同教育阶段代际收入弹性 OLS 回归结果(2011 年)

	被解释变量:子代收入对数					
	小学		初中		高中	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$\ln Y_{ip}$	0.353 *** (0.076)	0.336 ** (0.109)	0.346 *** (0.069)	0.333 *** (0.084)	0.295 *** (0.072)	0.268 ** (0.208)
$\ln G_{ic}$	0.104 * (0.034)	0.672 ** (0.069)	0.149 ** (0.082)	0.554 * (0.102)	0.186 ** (0.091)	0.538 ** (0.043)
$\ln Y_{ip} \times \ln G_{ic}$		-0.0050 *** (0.321)		-0.0042 *** (0.400)		-0.0034 *** (0.375)
Edu_p	0.024 *** (0.023)	0.021 * (0.021)	0.035 * (0.046)	0.027 ** (0.032)	0.021 * (0.027)	0.019 * (0.018)
Num_c	0.362 (0.212)	0.323 (0.246)	0.414 (0.342)	0.472 (0.317)	0.353 (0.452)	0.422 (0.389)
age_s	0.264 (0.293)	0.154 (0.121)	0.794 ** (0.497)	0.467 (0.206)	0.458 (0.253)	0.449 (0.205)
age^2_s	-0.004 (0.006)	0.003 * (0.034)	-0.015 * (0.059)	0.007 (0.069)	-0.007 (0.004)	0.068 (0.104)
age_f	0.024 (0.009)	0.078 (0.104)	0.079 (0.085)	0.092 (0.067)	0.014 (0.174)	0.016 (0.169)
age^2_f	-0.000 (0.002)	-0.000 (0.000)	-0.003 (0.002)	-0.000 (0.001)	-0.000 (0.001)	-0.000 (0.002)
GDP	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 * (0.000)	0.002 (0.001)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)
$OPEN$	0.041 (0.347)	0.069 (0.103)	0.005 (0.299)	0.027 (0.123)	0.202 (0.214)	0.096 (0.234)
省份固定	是	是	是	是	是	是
常数项	1.857 (9.321)	3.122 (3.301)	2.196 (6.597)	-1.190 (3.431)	-2.597 (6.609)	-2.044 (5.223)
R-squared	0.126	0.197	0.149	0.218	0.169	0.165
样本量	283	283	354	354	251	251

家庭在人力资本投资中面临不利地位的影响^[2]。而对于高中阶段来说,虽然财政教育支出能促进代际收入流动性,但是较低收入家庭从中获得的利益小于小学与初中阶段,可能的原因在于:现阶段我国的高中教育并不属于义务教育阶段,因此普高的学费相对来说会成为较低收入家庭的经济负担。不同于小学初中阶段,目前高中阶段教育还存有两大缺陷:普职分离与教育不均衡。初中之后会迎来第一个“教育分流阶段”:普高、职高或者终止学业,固有的对职业中学的“偏见”使得人们对普高、重高的竞争愈发激烈,这种竞争性使得“上升渠道”进一步压缩,最容易受到打击的便是较低收入家庭。高中阶段较低收入阶层争取到的中学教育可能仍是低质量的,较低收入家庭得益于我国从1986年起就颁布实施的义务教育法,并且在2011年我国实现了全面普及义务教育,相对于高中阶段来说他们在小学初中阶段得到的保障与机会更加完善和公平,因此高中阶段较低收入家庭的人力资本积累相对来说要少于前两个阶段。

表9 不同教育阶段代际收入弹性 OLS 回归结果(2015年)

	被解释变量:子代收入对数					
	小学		初中		高中	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$\ln Y_{ip}$	0.399*** (0.065)	0.297** (0.175)	0.349*** (0.058)	0.223* (0.151)	0.268** (0.068)	0.227** (0.141)
$\ln G_{ic}$	0.198* (0.047)	0.294** (0.097)	0.107** (0.106)	0.434 (0.101)	0.163** (0.143)	0.464** (0.106)
$\ln Y_{ip} \times \ln G_{ic}$		-0.0044*** (0.197)		-0.0040*** (0.121)		-0.0037*** (0.165)
Edu_p	0.049*** (0.026)	0.023* (0.027)	0.038* (0.019)	0.024** (0.024)	0.057* (0.015)	0.042* (0.018)
Num_c	0.102 (0.467)	0.241 (0.515)	0.244 (0.423)	0.373 (0.368)	0.218 (0.501)	0.198 (0.432)
age_s	0.918 (0.206)	0.165 (0.220)	0.341 (0.255)	0.258 (0.215)	0.449 (0.288)	0.147 (0.195)
age^2_s	-0.041 (0.095)	-0.003 (0.056)	-0.021* (0.004)	0.007 (0.038)	-0.068 (0.104)	-0.023 (0.055)
age_f	0.105 (0.072)	0.098 (0.113)	-0.108 (0.185)	0.107 (0.109)	0.029 (0.097)	0.133 (0.012)
age^2_f	-0.001 (0.002)	-0.000 (0.002)	0.001 (0.000)	-0.003 (0.002)	-0.001 (0.000)	-0.001 (0.001)
GDP	0.033 (0.005)	0.016 (0.004)	0.011** (0.004)	0.002 (0.005)	0.004 (0.001)	0.016 (0.010)
$OPEN$	0.018 (0.138)	0.009 (0.005)	0.213 (0.213)	0.126 (0.083)	0.105* (0.222)	0.077 (0.025)
省份固定	是	是	是	是	是	是
常数项	3.199 (4.481)	3.098 (3.364)	3.366 (6.366)	2.128 (2.811)	4.222 (3.329)	4.015 (2.413)
R-squared	0.100	0.095	0.113	0.168	0.054	0.134
样本量	461	461	533	533	323	323

(三) 不同收入水平的分位数回归结果

前文在做分教育阶段回归分析时已经提及相对于父代收入较高的人群来说,父代收入较低的子代更能从财政教育投入中获益。因此在这里详细探讨按照父代收入水平的高低进行十分位回归后,财政教育支出对不同收入分位代际收入流动性的影响。2011年基准模型的分位数回归结果显示,从QR_20到QR_80,随着父代收入的增长,代际收入弹性不断降低,流动性越来越强,这与宋旭光和何宗樾^[31]的研究结果一致。在引入生均教育经费的模型做分位数回归的结果显示,从QR_20到QR_80,代际收入弹性持续显著下降,但与基准回归一样,在QR_90处出现了系数相对的增长,可能的原因在于:低收入阶层由于物质资本的缺乏以及信贷上的约束,对于代的人力资本投资与最优人力资本投资差距较大,而政府的财政教育支出可以一定程度上缩短这个差距,对于高收入阶层来说,他们本来就具有强大的资源,家庭个人的人力资本投资起始点就比别人高,高收入家庭的子代借助父代继续处于高收入阶层,大大降低了代际流动,财政教育支出的“锦上添花”作用自然会没有低收入阶层的“雪中送炭”更为明显。

表10 不同收入水平代际收入弹性分位数回归结果

	QR_10	QR_20	QR_30	QR_40	QR_50	QR_60	QR_70	QR_80	QR_90
2011年									
基准回归	0.446***	0.492***	0.440***	0.399***	0.328***	0.276***	0.212***	0.121***	0.157*
引入生均教育经费	0.359*	0.378*	0.362**	0.324**	0.262**	0.195**	0.178*	0.093*	0.136**
2015年									
基准回归	0.418***	0.459***	0.363***	0.318***	0.267***	0.244***	0.199***	0.108***	0.172***
引入生均教育经费	0.316**	0.368***	0.275***	0.224***	0.219***	0.188***	0.125**	0.076**	0.103**

2015年的回归结果大体与2011年一致,两年的共有现象是在最低收入等级QR_10至QR_20处,代际收入弹性没有理论上的下降,反而出现了增长,验证了上文中的假说2,但这与宋旭光和何宗樾^[31]、徐俊武和易祥瑞^[29]的研究结论有差异,可能的原因在于:对于处在最低收入水平的群体,这类家庭收入过低,通常无法做出教育投资的选择,其对于子的教育投入一般完全依赖于财政教育支出,并且这部分家庭文盲比例更多,保守封闭的

思想使得他们更可能将满足子代的衣食住行需求作为更高的需求,因此其子代进行教育投入产生的代际传递影响最低。而相对较低收入水平群体(即 QR_20 - QR_50)会更满足前文的理论结果,他们更能从财政教育投入中获益。



图2 2011年、2015年份位数回归结果

(四) 不同教育支出水平的回归结果

为了进一步把握财政教育支出对代际收入流动性的影响,本文将样本按照教育支出的高低分成两组带入模型 I 中。

因为一个地区教育支出的水平与它的宏观经济效益是密不可分的,并且一个地区是否能有效利用国家财政教育支出也与他们的市场经济体制改革效率以及劳动力市场的发展程度相关,因此在这里我们不再控制省份固定,而是引入一个新的虚拟变量:市场化指数(d),该指标衡量了地区市场化的发展程度^[1],在本文中按照当年发布的《中国市场化指数》中公布的排名,将排名前50%的地区设定为1,后50%地区设定为2。结果如表11所示,2011年高教育支出地区的代际收入弹性为0.269,2015年为0.237;低教育支出地区2011年的代际收入弹性为0.317,2015年为0.283,均在5%水平下显著。在高教育支出地区,2011年虚拟变量d的系数为-0.677,意味着其他条件不变的情况下,高市场化程度地区的代际收入弹性要比低市场化程度地区小67.7%;在2011年低教育支出地区回归中,该数值为59.3%,2015年为49.7%。以上数据表明财政教育支出因市场化程度的不同

表11 不同教育支出水平代际收入弹性 OLS 回归结果

	被解释变量:子代收入对数			
	2011年		2015年	
	高教育支出地区	低教育支出地区	高教育支出地区	低教育支出地区
$\ln Y_{ip}$	0.269** (0.117)	0.317*** (0.079)	0.237** (0.109)	0.283*** (0.135)
Edu_p	0.036* (0.045)	0.043* (0.057)	0.029* (0.040)	0.041** (0.056)
Num_c	0.227 (0.144)	0.386 (0.272)	0.206 (0.182)	0.310 (0.191)
age_s	0.148 (0.181)	0.177 (0.198)	0.106* (0.098)	0.151 (0.121)
age^2_s	-0.001 (0.002)	-0.007 (0.004)	-0.000 (0.001)	-0.001*** (0.001)
age_f	0.057 (0.083)	0.064 (0.121)	0.014 (0.372)	0.039 (0.204)
age^2_f	-0.011 (0.004)	-0.010 (0.004)	-0.004 (0.003)	-0.006 (0.002)
GDP	0.004** (0.001)	0.011* (0.009)	0.002 (0.000)	0.011 (0.006)
$OPEN$	0.311 (0.286)	0.135 (0.124)	0.214 (0.163)	0.276 (0.109)
d	-0.677* (0.480)	-0.593* (0.413)	-0.579* (0.411)	-0.497** (0.362)
常数项	2.679 (6.897)	2.893 (6.674)	4.000 (4.168)	3.209 (2.983)
R-squared	0.150	0.132	0.093	0.111
样本量	170	233	193	385

对代际收入流动性的影响存在地区异质性。可以得出如下结论:随着教育支出的增加,代际收入流动性增强,有利于促进社会公平;市场化指数是与代际流动性紧密相关,无论教育支出高还是低,市场化程度越高都会带来更高的代际收入流动性,而这种正向作用在高教育支出地区会更加明显。此外,低教育支出水平的地区可能存在着劳动力市场上人力资本的无效积累现象^[1],从而使得它的代际收入流动性普遍低于高教育支出地区。

(五) 稳健性检验

为了进行稳健性检验,将2011年和2015年的共有样本(两年均参与CHNS调查问卷的家庭)进行回归检验,将两年均参与问卷的父子平均收入作为 $\ln y_{ic}$ 和 $\ln y_{ip}$ 的值,理论上这种长期收入的均值更能代表个人的收入水平^[28],我们将其与单年回归结果进行比较。

由于豪斯曼检验拒绝了原假设,且固定效应检验里 F 统计量结果也优于随机效应,因此稳健性检验里选择使用固定效应模型进行回归。如表 12 所示,基准回归的代际收入弹性估计值为 0.308,引入小学、初中、高中阶段的财政教育支出后系数变为 0.295、0.289 和 0.255,均低于 0.308 且在 10% 的水平上显著,交互项前面的系数为负,小学阶段系数绝对值最大且最显著,与单年的回归结果具有一致的特征;在将父亲收入做分位数回归研究时,考虑到两年共有样本量只有 304 对父子,因此不再做十分位回归而是选择五分位回归进行稳健性检验,表 12 中列出了代际收入弹性的系数,基准回归中系数变化幅度呈下降的趋势,且均在 5% 水平下显著,系数先上升后下降。由于样本量以及分组方式的不同,两者的波动大体与单年一致,总体呈下降趋势,但未呈现在单年时存在的先上升后下降再上升的趋势;在分教育支出高低的回归结果中(结果未列,留存备索),高教育支出地区的代际收入弹性为 0.205,低教育支出地区的为 0.279,并在 1% 的水平下显著,高教育支出地区的代际收入弹性估计值仍小于低教育支出地区,且两者均小于基准回归,这也能看出财政教育支出越高,越能促进代际流动性,从而佐证前文的观点。综上,研究结果具有良好的稳健性,结论可信。

表 12 2011 年和 2015 年共有样本代际收入弹性固定效应回归结果

	被解释变量:子代收入对数						
	基准回归	小学	初中	高中			
$\ln Y_{ip}$	0.308 *** (0.065)	0.295 ** (0.083)	0.259 ** (0.095)	0.289 ** (0.068)	0.304 * (0.069)	0.255 ** (0.096)	0.187 * (0.034)
$\ln G_{ic}$		0.221 ** (0.238)	0.247 * (0.065)	0.281 ** (0.077)	0.243 * (0.047)	0.323 * (0.078)	0.481 * (0.105)
$\ln Y_{ip} \times \ln G_{ic}$			-0.0047 *** (0.120)		-0.0026 ** (0.094)		-0.0011 * (0.065)
Edu_p	0.036 ** (0.045)	0.029 (0.032)	0.045 * (0.026)	0.037 ** (0.049)	0.045 * (0.049)	0.039 ** (0.047)	0.045 * (0.065)
Num_c	0.227 (0.144)	0.105 (0.127)	0.168 (0.098)	0.157 (0.091)	0.085 (0.099)	0.146 (0.091)	0.108 (0.076)
age_s	0.048 (0.082)	0.035 (0.079)	0.039 (0.078)	0.162 (0.043)	0.041 (0.059)	0.055 (0.072)	0.057 (0.082)
age^2_s	-0.002 (0.001)	-0.007 (0.014)	-0.008 (0.014)	-0.013 (0.006)	-0.010 (0.008)	-0.013 (0.004)	-0.002 (0.005)
age_f	0.037 (0.108)	-0.026 (0.231)	0.029 (0.232)	-0.040 (0.237)	0.029 (0.242)	0.019 (0.212)	0.038 (0.214)
age^2_f	-0.000 (0.001)	-0.002 (0.002)	-0.002 (0.002)	0.001 (0.002)	-0.001 (0.002)	0.001 (0.002)	-0.000 (0.002)
GDP	0.000 ** (0.000)	0.026 (0.023)	0.023 (0.022)	0.000 (0.000)	0.035 (0.056)	0.000 (0.000)	0.012 (0.035)
$OPEN$	0.075 (0.203)	0.174 (0.295)	0.092 (0.169)	0.086 (0.185)	0.103 (0.181)	0.083 (0.159)	0.038 (0.072)
省份固定	是	是	是	是	是	是	是
常数项	2.239 (6.607)	5.314 (5.693)	3.399 (4.130)	3.637 (3.602)	2.223 (4.357)	1.139 (2.954)	3.163 (4.707)
R-squared	0.205	0.2179	0.226	0.223	0.234	0.228	0.231
样本量	304	148	148	178	178	116	116

	共有样本分位数回归结果				
	OLS	QR_20	QR_40	QR_60	QR_80
基准回归	0.303 ***	0.392 **	0.296 ***	0.207 ***	0.163 ***
引入生均教育经费	0.294 ***	0.330 **	0.280 ***	0.225 ***	0.197 ***

六、结论与政策建议

本文构建了财政教育支出影响代际收入流动性的理论模型,分析其影响的作用机制,并利用 CHNS 最新两期(2011 年和 2015 年)的数据以及《教育经费统计年鉴》中各省市生均教育经费数据进行实证检验。研究发现:(1)总体看,财政教育支出有助于促进代际收入流动性,且该作用呈现增长趋势。然而对于较低收入家庭的促进作用最大,但对于最低收入家庭,财政教育支出难以起到显著促进代际收入流动性的作用,需要社会系统性政策的配合;(2)随着子代教育阶段的提高,财政教育支出对代际收入流动性的促进作用呈递减趋势,即高中阶段从财政教育支出中的获益小于义务教育阶段,细分较低收入家庭也呈现同样趋势;(3)财政教育支出对代际收入流动性的影响存在地区异质性,其对沿海地区代际收入流动性的促进作用较内陆地区更强,同时,高教育支出

的地区相对低教育支出的地区,财政教育支出对代际收入流动性的促进作用更强。

结合上述结论,本文提出以下关于财政教育支出推动代际收入流动的政策建议:第一,完善财政教育支出政策与社会系统性政策的配合。财政教育支出能够缓解代际收入阶层固化,但其对于最低收入阶层的家庭影响不显著,这可能受到支出规模及政策单一性的约束。对于这部分群体,需要加大财政支出力度及社会系统性政策的配合^[4,21,28]。有研究表明,一些最低收入家庭子代的辍学现象除了经济困难外,更有“读书无用论”导致的学习动力不足等原因,对于这些现象不仅要增加教育投入,还需辅以更多的就业措施,通过社会系统性政策的配合,使最低收入家庭扭转落后观念,鼓励最低收入家庭的子代有信心有机会进入更高的教育阶段,摆脱父代的收入桎梏,促进代际收入流动性。第二,合理划分不同地区以及不同教育阶段的财政教育支出规模。从实证结果来看,教育支出越高的地区代际固化现象越容易得到缓解。目前,生均教育经费水平相对较低的省份多集中在中西部地区,中西部地区财政教育支出的规模与利用效率都不及东部沿海城市,这也导致了中西部地区财政教育支出促进代际收入流动性作用相对东部较低的现象。因此政府更应注重对中西部地区财政支出的扶持力度,保持持续性,只有量积累到一定程度后才能起到质的变化,从而改善代际收入流动性区域不协调的状况。在全国刚进入“十四五”这一时期,政府在稳抓义务教育阶段的同时可加大对高中阶段财政教育的投入。在条件允许的情况下,可以将高中也纳入义务教育阶段,相比于义务教育阶段,我国普高教育现阶段面临着较为严峻的结构失衡、民办高中占比偏高、教育机会不均等一系列问题。提升对高中教育的财政投入力度不失为一个有效缓解收入阶层固化的方法。第三,疫情之下,更应重视保证财政教育支出规模,提升其使用效率。疫情发生以来,家庭年收入30万元以上的家庭,财富指数^①保持较高水平,而年收入在5万元以下的家庭,财富在同比缩水。这表明,如果没有政府政策干预的情况下,疫情之下贫富差距有可能扩大,势必影响到低收入家庭对子代的教育投入^[37]。而同时我国的财政收入趋紧,财政部发布的数据显示,2020 年全国一般公共预算收入 182895 亿元,同比下降 3.9%。因此,疫情之下保证财政教育支出规模的任务就显得较为艰巨^[38]。政府须对学校疫情防控经费、困难学生资助等与财政教育支出相关的工作予以更多的重视,继续坚守“一个一般不降低,两个只增不减”的要求,监督各地落实财政教育经费保障工作。此外,进一步提升财政教育支出的使用效率,完善财政教育支出使用率的考核评价体系,将财政教育支出的资金用途落实到实处,并出台相应的问责机制,从而提高我国财政教育支出的使用效率。

参考文献:

- [1] 李宜航. 中国贸易开放与代际间收入流动影响分析[J]. 世界经济研究, 2019(10): 75-88+135-136
- [2] 陈琳,袁志刚. 授之以鱼不如授之以渔?——财富资本、社会资本、人力资本与中国代际收入流动[J]. 复旦学报(社会科学版), 2012(4): 99-113+124.
- [3] 曾国安,胡伟业. 居民收入差距:影响社会稳定的最直接因素[J]. 汉江论坛, 2013(8): 5-12
- [4] 张山. 财政义务教育支出对代际收入流动的影响[J]. 经济问题, 2021(2): 71-79
- [5] Galton, F. Natural inheritance[M]. London: Macmillan, 1889.
- [6] Becker G S, Tomes N. An equilibrium theory of distribution of income and intergenerational mobility[J]. Journal of Political Economy, 1979(87): 1153-1189.
- [7] Behrman J, Taubman P. Intergenerational Earnings Mobility in the United State: Some Estimates and Test of Becker's Intergenerational Endowments Model [J]. The Review of Economics and Statistics, 1985(3): 144-151.
- [8] Solon G. Intergenerational income mobility in the United States[J]. American Economic Review, 1992, 82(3): 393-408.
- [9] Zimmerman D J. Regression toward Mediocrity in Economic Stature[J]. American Economic Review, 1992, 82(3): 409-429.
- [10] Mazumder B. Fortunate sons: New estimates of international mobility in the United States using social security earnings data[J]. Review of Economics and Statistics, 2005, 87(2): 235-255.
- [11] Herrington C M. Public education financing, earnings inequality and intergenerational mobility[J]. Review of Economic Dynamics, 2015, 18(4): 822-842.
- [12] David J H, Martin D M. The decline of intergenerational income mobility in Denmark: Returns to education, demographic change, and labor market experience[J]. Social Forces, 2020(4): 1436-1464
- [13] Aaronson D, Mazumder B. Intergenerational economic mobility in the US: 1940 to 2000[J]. Journal of Human Resources, 2008, 43(1): 139-172.

^①甘犁、路晓蒙、王香等构造了财富指数,指数值大于100表示相对上季度有增加,等于100表示相对上季度基本不变,小于100表示相对上季度有所减少^[37]。

- [14] Nakamura M. Another problem in the estimation of intergenerational income mobility[J]. *Economics Letters*, 2010, 108(3): 291-295.
- [15] 王海港. 中国居民收入分配的代际流动[J]. *经济科学*, 2005(2): 18-25.
- [16] 郭丛斌, 闵维方. 中国城镇居民教育与收入代际流动的关系研究[J]. *教育研究*, 2007(5): 3-14.
- [17] 姚先国, 赵立秋. 中国代际收入流动与传递路径研究: 1989—2000[C]. 第六届中国经济学年会论文, 2006.
- [18] 陈琳, 袁志刚. 中国代际收入流动性的趋势与内在传递机制[J]. *世界经济*, 2012(6): 115-131.
- [19] 杨沫, 王岩. 中国居民代际收入流动性的变化趋势及影响机制研究[J]. *管理世界*, 2020(3): 60-76.
- [20] 方鸣, 应瑞瑶. 中国城乡居民的代际收入流动及分解[J]. *中国人口·资源与环境*, 2010(5): 123-128.
- [21] 陈琳. 促进代际收入流动: 我们需要怎样的公共教育——基于 CHNS 和 CFPS 数据的实证分析[J]. *中南财经政法大学学报*, 2015(3): 27-33
- [22] 王美今, 李仲达. 中国居民收入代际流动性测度——“二代”现象经济分析[J]. *中山大学学报(社会科学版)*, 2012, 52(1): 172-181.
- [23] 徐晓红. 中国城乡居民收入差距代际传递变动趋势: 2002—2012[J]. *中国工业经济*, 2015(3): 5-17.
- [24] Solon G. “A model of intergenerational mobility variation over time and place” in miles corak eds[C]. *Generational Income Mobility in North America and Europe*, Cambridge: Cambridge University Press, 2004: 59-66
- [25] Hassler J, Mora J V R, Zeira J. Inequality and mobility[J]. *Journal of Economic Growth*, 2007, 12(3): 235-259.
- [26] Mayer E S, Lopoo L M. Government spending and intergenerational mobility[J]. *Journal of Public Economics*, 2008, 92(1-2): 139-158.
- [27] Pekkala S, Lucas R E B. Differences across Cohorts in Finnish Intergenerational Income Mobility[J]. *Industrial Relations: A Journal of Economy & Society*, 2007, 46(1): 81-111.
- [28] 周波, 苏佳. 财政教育支出与代际收入流动性[J]. *世界经济*, 2012(12): 41-61.
- [29] 徐俊武, 易祥瑞. 增加公共教育支出能够缓解“二代”现象吗? ——基于 CHNS 的代际收入流动性分析[J]. *财经研究*, 2014(11): 17-28.
- [30] 邵洲洲, 冯剑锋. 家庭纽带与公共教育对代际收入流动性影响的实证[J]. *统计与决策*, 2019, 35(13): 93-96.
- [31] 宋旭光, 何宗樾. 义务教育财政支出对代际收入流动性的影响[J]. *财政研究*, 2018(2): 64-76.
- [32] 李力行, 周广肃. 家庭借贷约束、公共教育支出与社会流动性[J]. *经济学(季刊)*, 2015(1): 65-82.
- [33] 袁益民. 以上率下扭转“五唯”偏向, 上行下效打赢“龙头之战”——关于正确贯彻落实教育评价总体方案的政策建议[J]. *扬州大学学报(人文社会科学版)*, 2021(3): 124-128.
- [34] 徐丽, 杨澄宇, 吴丹萍. 教育投资结构对居民收入代际流动的影响分析——基于 OLG 模型的政策实验[J]. *教育经济评论*, 2017(4): 36-62.
- [35] 冯曦明, 王涛. 职业结构变动、义务教育财政支出对代际流动性的影响[J]. *财会研究*, 2019(9): 5-16.
- [36] 胡洪曙, 亓寿伟. 中国居民家庭收入分配的收入代际流动性[J]. *中南财经政法大学学报*, 2014, (2): 20-29.
- [37] 甘犁, 路晓蒙, 王香, 等. 新冠疫情冲击下中国家庭财富变动趋势[J]. *金融论坛*, 2020(10): 3-8+34.

[责任编辑:杨志辉]

The Impact of Financial Education Expenditure on Intergenerational Income Mobility: Analysis Based on CHNS Data

CHEN Yi, ZHONG Chuchu

(School of Economics, Nanjing Audit University, Nanjing 211815, China)

Abstract: This paper constructs a theoretical model of the influence of financial education expenditure on intergenerational income, than conducts an empirical test. Study found: (1) On the overall review, financial education expenditure is helpful to promote the intergenerational income mobility, and this effect shows a trend of growth. However, the influence degree on different income levels are different, for lower-income families, the promotion is the most effective, but for the lowest income families, financial education expenditure is difficult to have the effect of significantly promote intergenerational income mobility, it needs the social systemic policies' cooperation; (2) With the improvement of children's education stage, the promotion effect of financial education expenditure on intergenerational income mobility tends to decrease, that is, the benefit of financial education expenditure in high school is less than that in compulsory education stage, and the same trend is also been found in lower-income families; (3) There is regional heterogeneity in the influence of financial education expenditure on intergenerational income mobility. The promotion effect of financial education expenditure on intergenerational income mobility is stronger in coastal areas than in inland areas. Meanwhile, the regions with high financial education expenditure have a stronger promoting effect on intergenerational income mobility than those with low financial education expenditure. Based on the above conclusions, perfect the coordination between financial education expenditure policy and social systematic policy; Under the epidemic situation, more attention should be paid to ensuring the scale of financial education expenditure, improving its efficiency of use, and reasonably dividing the scale of financial educational expenditure in different regions and different stages of education, which is helpful to play the role of financial education expenditure in mitigating the solidification of intergenerational income classes.

Key Words: financial education expenditure; education expenditure per student; intergenerational income mobility; human capital investment