

DOI: 10.19361/j.er.2022.03.05

# 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

靳振忠 李子联 严斌剑\*

**摘要:** 家庭在中小学阶段展开的“教育军备竞赛”是我国教育乃至经济社会的重要话题。本文基于2017年中国教育财政家庭调查的中小学阶段微观家庭校外教育支出数据,并利用2016年中国劳动力动态调查估算的省级代际流动指标,考察了地区代际流动对家庭人力资本投资的影响。研究表明:(1)地区代际流动会影响中小学阶段家庭校外教育支出,二者存在倒U型关系,且这一结论不因子辈的性别、所处教育阶段、户籍、家庭经济状况以及校外教育支出类型而改变。(2)教育回报是地区代际流动影响中小学阶段家庭校外教育支出的重要渠道,其会随着地区代际流动的提高,呈现先增加后下降的趋势。本文的研究结论可以为合理引导家庭校外教育支出、规范“影子教育”发展提供新思路。

**关键词:** 地区代际流动;“教育军备竞赛”;中小学阶段;家庭校外教育支出;教育回报率

**中图分类号:** C913; F249.21

## 一、引言

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的形成。但是,当家庭人力资本投资成为竞争优质教育资源的手段时,则会使社会陷入“教育军备竞赛”的困境。这一方面会给家庭带来巨大的经济负担<sup>①</sup>,产生抑制家庭消费等不利影响(马良等,2016),最终危及我国经济社会的平稳健康发展;另一方面,会增加子女学业压力,既违背青少年成长规律,诱发诸多身心健康问题,同时也违背教育规律,不利于高水平人才的培养(陈友华、苗国,2021),从长远看有损经济社会发展。因此,深入分析导致家庭人力资本投

\*靳振忠,南京审计大学政府审计学院政府审计系,邮政编码:211815,电子信箱:zhengzhongjin@126.com;李子联,江苏师范大学商学院金融工程系,邮政编码:221116,电子信箱:dlee@jsnu.edu.cn;严斌剑(通讯作者),南京农业大学经济管理学院经济贸易系,邮政编码:210095,电子信箱:yanbinjian@njau.edu.cn。

本文得到国家社科基金后期资助项目“中国高质量发展理论框架与经验问题研究”(项目编号:20FLB020)以及国家自然科学基金面上项目“早期成长环境对老年健康的影响研究——基于机会不平等视角”(项目编号:71974097)的资助。感谢审稿专家及编辑部的宝贵意见,文责自负。

<sup>①</sup>2011年中国青少年研究中心针对近5000名中小学生家长进行了问卷调查,调查结果显示中小学阶段家庭在子女的课外培训和补习中投入了大量的货币资源,校外教育支出已经成为家庭总教育支出的主要内容,其中最高能达到年均8万元。据《2017中国家庭教育消费白皮书》显示,我国家庭教育支出已占家庭年支出的50%以上,并且家庭校外教育支出是家庭教育支出的重头戏。

资具有强烈需求的原因,对于理解“教育军备竞赛”为何不断升级无疑有着重要的现实意义。

代际流动作为重要的宏观社会因素,不仅能够反映父辈向子辈传递社会经济资源能力的纵向代际公平程度(汪小芹、邵宜航,2021),而且会影响人力资本的配置效率(王伟同等,2019),是社会重要的激励机制(吴育辉等,2021),对微观家庭的决策有着重要影响,所以相较于微观家庭因素视角的研究,宏观的代际流动可能更有助于理解家庭人力资本投资行为。然而目前尚鲜有文献从这一角度解释家庭人力资本投资。

由于校内教育支出上限相对较低,因而随着“教育军备竞赛”等级的不断提升,家庭间人力资本投资的竞争逐渐由校内转向校外(Dang,2007),导致家庭校外教育支出成为家庭人力资本投资越来越重要的组成部分。因此,本文旨在以中小学阶段家庭校外教育支出为切入点,探究地区代际流动对家庭人力资本投资的影响,尝试回答地区代际流动水平是否会影响中小学家庭校外教育支出?如果会,其影响的方向和机制又是什么?

为此,本文基于2017年中国教育财政家庭调查(China Institute for Educational Finance Research-Household Survey, CIEFR-HS)数据,通过构建地区代际流动指标,考察地区代际流动对中小学阶段家庭校外教育支出的影响。研究发现:地区代际流动对中小学阶段家庭校外教育支出的影响呈倒U型关系,且不因子辈的性别、所处教育阶段、户籍、家庭经济状况以及校外教育支出类型而改变,而教育回报是地区代际流动影响中小学阶段家庭校外教育支出的重要渠道。

较之于已有文献,本文可能的边际贡献有以下三点:首先,基于微观数据定量分析了地区代际流动对中小学阶段家庭校外教育支出的影响,系统探究了地区代际流动对中小学阶段家庭校外教育支出的异质性影响,拓展了已有的研究视角,为政策制定者针对具体情况出台相关政策提供微观证据。其次,分析了地区代际流动影响中小学阶段家庭校外教育支出的作用机制,不仅有助于加深我们对代际流动的理解,同时也有助于我们理解宏观环境与微观家庭行为之间的关系。最后,从微观家庭校外教育支出视角,考察了地区代际流动对家庭人力资本投资的影响,为理解“教育军备竞赛”的成因提供了新的视角和思路。

本文余下部分的安排如下:第二部分为文献综述及研究假说;第三部分为研究设计,包括数据来源、变量选择及研究方法;第四部分为实证检验,包括基本回归分析、稳健性检验、异质性分析以及影响机制分析;第五部分为研究结论。

## 二、文献综述及研究假说

### (一)家庭校外教育支出

在人力资本理论的框架中,家庭校外教育支出通常被理解为家庭花费在子女身上的教育费用。诸多研究表明,提高家庭校外教育支出,能够有效地提升子女学业表现(张雪、张磊,2017)。因此,对家庭校外教育支出的考察,有助于我们打开教育再生产的“黑箱”。故而,这一问题一直吸引着大量学者的关注。

在家庭校外教育支出的相关研究中,多数文献从微观家庭社会经济背景切入分析。微观家庭社会经济背景又可以细分为三个方面,即家庭的经济资本、文化资本及社会资本。首先,虽然关于家庭校外教育支出的收入弹性是否大于1存在争议,但是基本都认同家庭收入水平的提高会增加家庭校外教育支出(赵颖,2016)。其次,家庭文化资本对家庭校外教育支

出有着重要的影响,其中父母教育水平起着重要作用(Keane and Roemer,2009)。最后,家庭社会资本也影响着家庭校外教育支出,如政治资本(叶晓阳,2012)以及社会网络(张帆、吴愈晓,2020)。此外,还有学者从子女性别(蒋乃华,2002)、子女数量(Lordan and Frijters,2013)以及户籍特征(刘保中,2020)等角度展开研究。

当然,还有不少研究从宏观社会经济视角出发解释家庭校外教育支出,如市场完善程度(张军等,2018)、老龄化(Cervellati and Sunde,2011)、社会养老模式(解垚,2014)、个税改革(刘利利、刘洪愧,2020)、公共教育投入(方超、黄斌,2022)以及收入不平等(闫新华、杭斌,2017)等。上述研究表明,微观家庭校外教育支出行为不仅会受微观家庭因素影响,而且也会受宏观社会经济因素的影响,而地区代际流动作为重要宏观环境也可能对微观家庭校外教育支出产生影响,但目前关于这一问题的研究仍不多见。

## (二)代际流动与家庭校外教育支出

理解代际流动对家庭校外教育支出的影响,首先要从家庭教育支出的性质说起。在现代社会,无论对于家庭还是个人,家庭教育支出不仅是一种消费行为,更是一种投资行为。家庭校外教育支出作为家庭教育支出的重要组成部分,亦是如此。投资必然追求回报,那么中小学阶段家庭校外教育支出所追求的回报是什么?研究表明,教育既是阶层向上流动的重要渠道,同时也是阶层再生产的重要机制(李煜,2006)。因此,在中小学阶段,家庭校外教育支出作为一种投资行为,是为了提高子女获取下一阶段优质教育资源的竞争力,以获得这样一种回报,即子辈能够维持家庭的优势地位或者是实现家庭地位的向上流动(周东洋、吴愈晓,2018)。而代际流动刻画了子辈社会地位与父辈社会地位之间的关系,在一定程度上反映了机会不平等程度(Hansen,2010)。也即,代际流动在一定程度上反映了子辈地位变动的可能性。因此,代际流动会影响中小学阶段家庭校外教育支出的回报。故而,代际流动会对中小学阶段家庭校外教育支出产生影响。

但代际流动对中小学阶段家庭校外教育支出的影响可能并非是单纯的线性关系。当一个社会的代际流动较低时,子辈的生活状况在很大程度上取决于父辈的生活状态。在代际流动固化的社会,会出现“龙生龙,凤生凤”的现象,此时几乎不存在代际阶层流动的可能性。因此,以实现代际阶层流动为目的的家庭校外教育支出的回报趋近于零,故而理性的家庭会减少甚至不进行家庭校外教育支出。随着社会代际流动的提高,代际阶层流动的可能性也会随之提高,那么优势阶层家庭出现了维持家庭优势地位的需求,而劣势阶层家庭则出现了阶层向上流动的可能性。此时,中小学阶段家庭校外教育支出的回报得以提高,理性家庭开始增加中小学阶段家庭校外教育支出。但是,当社会代际流动过高时,意味着社会充满了变数和不确定性,子辈的社会经济地位趋近于随机状态而独立于父辈(刘小鸽等,2018),这会增加家庭校外教育支出回报的不确定性,进而会使家庭减少校外教育支出(张锦华等,2014)。综合上述分析,我们提出以下待检验假说:

假说1:地区代际流动会影响中小学阶段家庭校外教育支出,且中小学阶段家庭校外教育支出会随着地区代际流动的提高,呈先增加后降低的变化趋势。

假说2:教育回报是地区代际流动影响中小学阶段家庭校外教育支出的重要机制,且会随着地区代际流动的提高,呈先增加后降低的变化趋势。

### 三、研究设计

#### (一) 数据来源

本文使用的数据主要来源于2017年中国教育财政家庭调查中的家庭入户调查(CIEFR-HS2017)。该调查是国内首个专门关于家庭教育支出的全国家庭调查,主要是针对我国家庭教育问题,特别是家庭教育支出问题,同时还包含了较为丰富的家庭背景信息,契合本文的研究。根据研究需要,本文仅保留子女正在就读小学、初中或高中的家庭样本。

但该数据中子辈都是未上学或者是正在上学,因而并不适用于计算地区代际流动。因此,我们利用2016年中国劳动力动态调查(China Labor-force Dynamic Survey, CLDS)来测算地区代际流动<sup>①</sup>,并将其与微观数据进行匹配。由于我国人口的地区流动较为频繁,而人口的流动通常带有目的性,故在一定程度上会影响地区代际流动水平的衡量,产生样本自选择问题。通常情况下采用两种方法来规避这一问题:一是通过剔除跨省流动样本,仅保留在本省学习工作的个体;二是找到被调查者的原籍,调整样本的归属地。但是由于CLDS调查中并未给出被访者的原籍,故而本文选择使用第一种方法来克服样本自选择导致的地区代际流动测算偏误的问题。

#### (二) 变量选择

##### 1. 被解释变量

本文的被解释变量为中小学阶段家庭校外教育支出( $\ln Y$ )。根据CIEFR-HS的问卷设计,我们将全年三大类校外教育支出——学科类校外教育支出、兴趣类校外教育支出及其他学习资料和用品支出——加总并取对数,作为中小学阶段家庭校外教育支出的代理变量。

##### 2. 核心解释变量

本文的核心解释变量为地区代际流动( $Igm$ )。以往研究中通常采用将子辈收入对父辈收入进行回归的方式来得到代际收入弹性,并以此来衡量代际流动水平。由于个体永久收入较难获取,为此学者们通常利用暂时性收入进行估计,但这可能会导致测算出的代际流动水平受个体生命周期和社会外生冲击的影响较大。因此,为了得到更稳定的地区代际流动指标,本文基于父辈和子辈的受教育年限来构建地区代际流动指标。参考刘小鸽等(2018)的做法,本文通过如下方程估计各省份的代际教育弹性<sup>②</sup>:

$$edu_i = \alpha + \sum_{j=1}^n \theta_j Pro_{ij} edu_i^f + \omega \mathbf{A} + v_i \quad (1)$$

式(1)中: $edu_i$ 和 $edu_i^f$ 分别表示个体*i*及其父辈的受教育年限<sup>③</sup>;  $Pro_{ij}$ 为虚拟变量,仅当个体*i*属于*j*省时赋值为1,否则赋值为0;  $\mathbf{A} = (age_i, age_i^2, age_{i,f}, age_{i,f}^2)$ ,其中 $age_i$ 和 $age_{i,f}$ 为个体*i*及其父辈的年龄。通过(1)式可以估算出省份*j*的代际教育弹性 $\theta_j$ ,进而得到各省份的代际流

①我们之所以选择使用CLDS数据是因为该调查中的教育阶段信息相对详细,可以得到个体较为具体的受教育年限。同时使用2016年的调查数据是为了尽可能的避免互为因果产生的内生性问题。

②这里只测算省级而非地市级代际教育弹性的原因是CIEFR-HS的公开数据仅公布了个体所在的省份,无法与地市数据匹配。

③随着社会的发展,女性的家庭地位不断提高,父亲自身可能并不能较好地代表家庭的经济地位状况。为此,我们利用父母中受教育年限较长一方作为父辈经济地位的代理变量。

动水平( $1-\theta_j$ )。

### 3. 控制变量

为使估计结果更为准确,基于已有文献及数据可得性,本文还控制了如下变量:个体性别,0为女性,1为男性;个体户籍类型,0为非农户口,1为农业户口;个体兄弟姐妹数量;个体所处教育阶段,这里使用三个哑变量,分别为小学、初中和高中,赋值为1则为表示个体处于对应的教育阶段;父母的教育水平,取值范围1-9,数值越大则父母的教育水平就越高;父母年龄;父母身体健康状况,取值范围1-5,数值越大则父母的健康状况越差;父母户籍类型;父母婚姻状况,1为已婚,0为其他;家庭年收入的自然对数;家庭总资产的自然对数;家庭年消费的自然对数;地区人均GDP的自然对数。

### 4. 变量描述性统计

表1呈现了主要变量的描述性统计。不难看出,我国中小学阶段家庭校外教育支出的差距较大,最小值为1.0986,最大值为12.7798。同时,我国省份间的代际流动水平存在较大差异,最大值是最小值的两倍有余。此外,在样本的城乡构成上,农村样本占52.89%,在性别构成上,男性样本占52.71%,与我国人口的城乡结构及性别结构大致相符,说明样本具有较好的代表性。

**表1** 变量描述性统计

变量	变量含义	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
lnY	中小学阶段家庭校外教育支出对数	6 467	7.1433	1.8185	1.0986	12.7798
Igm	地区代际流动	28	0.5346	0.0989	0.3154	0.7331
lnGDP	地区人均GDP自然对数	28	10.9154	0.3674	10.2251	11.6795
Gender	性别	6 467	0.5271	0.4993	0	1
Hukou	户籍类型	6 467	0.5289	0.4991	0	1
Dszn	兄弟姐妹数量	6 467	0.0103	0.1317	0	5
Fedu	父亲教育水平	6 467	3.9809	1.6909	1	9
Medu	母亲教育水平	6 467	3.7470	1.6903	1	9
Fage	父亲年龄	6 467	41.8334	6.2667	24	74
Mage	母亲年龄	6 467	39.6757	5.9439	23	66
Fhealth	父亲健康状况	6 467	2.2603	0.8937	1	5
Mhealth	母亲健康状况	6 467	2.3312	0.8968	1	5
Fhukou	父亲户籍类型	6 467	0.5396	0.4984	0	1
Mhukou	母亲户籍类型	6 467	0.5540	0.4971	0	1
Marriage	父母婚姻状况	6 467	0.9975	0.0496	0	1
lnincome	家庭年收入对数	6 467	11.0631	1.3270	1.0498	15.4249
lnasset	家庭资产对数	6 467	13.1183	1.5866	2.9957	17.2167
lnconsump	家庭年消费对数	6 467	11.0244	0.7087	8.0707	13.8155
Xiaoxue	所处教育阶段:小学	6 467	0.5511	0.4991	0	1
Chuzhong	所处教育阶段:初中	6 467	0.2514	0.4344	0	1
Gaozhong	所处教育阶段:高中	6 467	0.1975	0.4123	0	1

在对数据进行初步处理后,图1展示了地区代际流动与各省中小学阶段家庭平均校外教育支出的二次拟合。可以看出,随着地区代际流动的提高,中小学阶段家庭校外教育支出

呈现先上升、后下降的变化趋势,即地区代际流动与中小学阶段家庭校外教育支出之间呈倒U型曲线形态,这初步验证了本文的研究假说。不过这仅是描述性统计的结果,由于家庭教育支出的影响因素十分复杂,因此在没有加入其他控制变量的情况下,这种拟合可能无法精确地反映地区代际流动与中小学阶段家庭校外教育支出之间的真实关系。基于此,本文将通过更为详细的计量分析,来进一步探究二者关系。

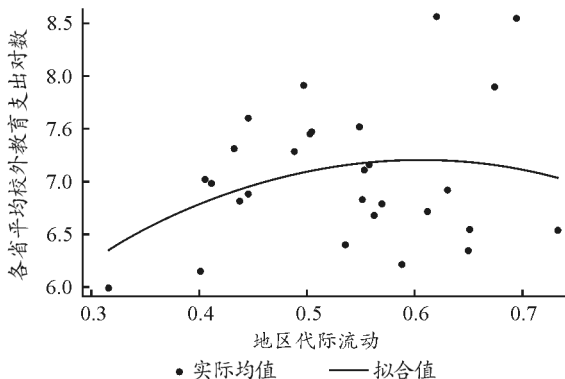


图1 各省中小学阶段家庭平均校外教育支出对数与地区代际流动的二次拟合图

### (三) 模型设定

本文通过将地区层面的宏观数据与微观个体数据匹配的方式考察代际流动对中小学阶段家庭校外教育支出的影响,因此,在研究的过程中包含了两类不同层面的数据,故而我们使用多层回归模型进行回归分析。根据本文的数据特征构建如下双层线性回归模型:

第一层(个体层面):

$$\ln Y_{ij} = \beta_{0j} + \sum_{k=1}^n \beta_k X_{kij} + \varepsilon_{ij} \quad (2)$$

(2)式中: $Y_{ij}$ 和 $X_{kij}$ 分别表示 $j$ 省第 $i$ 个个体的家庭校外教育支出和个体层次 $n$ 个控制变量取值, $\varepsilon_{ij}$ 为个体层次的随机误差项。

第二层(省级层面):

$$\beta_{0j} = \gamma_0 + \gamma_1 Igm_j + \gamma_2 Igm_j^2 + \gamma_3 \ln GDP_j + u_{0j} \quad (3)$$

$$\beta_k = \rho_k (k=1, 2, \dots, n) \quad (4)$$

(3)式中: $Igm_j$ 和 $Igm_j^2$ 分别为 $j$ 省的地区代际流动及其平方项, $\ln GDP_j$ 为2016年 $j$ 省人均GDP的对数, $u_{0j}$ 为省级层次的随机误差项。将(3)式和(4)式代入(2)式得到本文使用的模型:

$$\ln Y_{ij} = \gamma_0 + \gamma_1 Igm_j + \gamma_2 Igm_j^2 + \gamma_3 \ln GDP_j + \sum_{k=1}^n \rho_k X_{kij} + u_{0j} + \varepsilon_{ij} \quad (5)$$

## 四、实证检验

### (一) 基本回归分析

首先考察地区代际流动对中小学阶段家庭校外教育支出的影响。根据前文分析可知,地区代际流动对中小学阶段家庭校外教育支出的影响可能存在倒U型关系,为此,我们在估计的过程中引入地区代际流动的平方项。表2汇报了基于最小二乘法 and 多层线性模型的估计结果。

表 2 全样本回归结果

	基于 OLS 估计		基于多层线性模型的估计	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Igm</i>	11.9522 *** (1.9492)	10.1846 *** (1.6723)	23.5116 *** (5.6636)	16.9715 *** (3.3009)
<i>Igm</i> <sup>2</sup>	-10.2452 *** (1.8050)	-9.0860 *** (1.5463)	-21.1276 *** (6.3555)	-15.5974 *** (3.5255)
<i>lnGDP</i>		0.0091 (0.0257)		0.0380 (0.0794)
<i>Gender</i>		-0.05839 (0.0374)		-0.04311 (0.0377)
<i>Hukou</i>		-0.3630 *** (0.1040)		-0.3697 *** (0.1103)
<i>Dszn</i>		-0.1652 (0.1380)		-0.1036 (0.1103)
<i>Fedu</i>		0.07965 *** (0.0186)		0.0875 *** (0.0172)
<i>Medu</i>		0.1432 *** (0.0184)		0.1210 *** (0.0241)
<i>Fage</i>		0.0012 *** (0.0001)		0.0012 *** (0.0001)
<i>Mage</i>		0.0071 ** (0.0035)		0.0069 (0.0045)
<i>Fhealth</i>		-0.0148 (0.0252)		0.0085 (0.02231)
<i>Mhealth</i>		-0.0466 * (0.0262)		-0.0452 * (0.0259)
<i>Fhukou</i>		-0.1171 (0.0823)		-0.0101 * (0.0578)
<i>Mhukou</i>		-0.0585 (0.0853)		-0.0757 (0.0936)
<i>Marriage</i>		0.3340 (0.2543)		0.2506 (0.2251)
<i>lnincome</i>		0.0469 ** (0.0162)		0.0401 ** (0.0188)
<i>lnconsump</i>		0.6821 *** (0.0162)		0.0703 *** (0.0356)
<i>lnasset</i>		0.0943 *** (0.0162)		0.0984 *** (0.0190)
<i>Chuzhong</i>		0.1956 *** (0.0464)		0.1790 *** (0.0438)
<i>Gaozhong</i>		0.1442 ** (0.0565)		0.1072 (0.0709)
常数项	3.6967 *** (0.5152)	-6.0328 *** (0.6311)	0.7297 (1.2007)	-7.8442 *** (0.7449)
Log-likelihood			-15 045.8510	-11 653.2750
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.0064	0.3222		
样本量	6 467	6 467	6 467	6 467

注:( ) 内为稳健标准误,\*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 10%、5%、1% 水平上显著,下表同。

从表2可以看出:(1)无论是否加入控制变量,无论使用最小二乘法还是使用多层线性模型,地区代际流动的一次项对中小学阶段家庭校外教育支出的影响均在1%水平上显著为正,而二次项系数显著为负,结果较为稳健,证明假说1成立,即中小学阶段家庭校外教育支出会先随着地区代际流动的提高而增加,跨过拐点后开始降低,呈倒U型关系。(2)根据表2第(4)列中地区代际流动的一次项和二次项的系数可以算出拐点约为0.5440。<sup>①</sup>换言之,当地区代际流动低于0.5440时,地区代际流动的提高会增加中小学阶段家庭校外教育支出;当地区代际流动高于0.5440时,地区代际流动的提高则降低中小学阶段家庭校外教育支出。除此之外,表1中我国各省代际流动的均值为0.5346,与得到的拐点较为接近。也就是说,在其他条件不变的情况下,从地区代际流动的角度看,我国近年来中小学家庭校外教育支出几乎处于顶峰。这也解释了为何近年来社会公众关于家庭教育负担的关注和讨论愈发增多,以至于在2021年7月中共中央办公厅、国务院办公厅印发了《关于进一步减轻义务教育阶段学生作业负担和校外培训负担的意见》,以构建教育良好生态,有效缓解家长焦虑情绪,促进学生全面发展、健康成长。

此外,控制变量的结果与既有的研究及直观逻辑一致。以表2第(4)列为例,可以发现户籍类型、父母教育水平、父亲年龄、母亲健康程度、父亲户籍类型、家庭收入、家庭消费以及家庭资产状况对中小学阶段家庭校外教育支出均有显著影响,而其他控制变量的影响则不显著。

## (二) 稳健性检验

### 1. 内生性处理<sup>②</sup>

尽管本文发现地区代际流动对中小学家庭校外教育支出的影响呈倒U型,但该结论可能会受到内生性的影响。反向因果、遗漏变量和测量误差是内生性产生的主要原因。虽然从长期来看,家庭校外教育支出有可能会影响地区代际流动,但从短期来看,当期的家庭校外教育支出难以影响地区代际流动,因此本研究的互为因果问题并不严重。故而遗漏变量和测量误差可能是威胁本文因果估计的主要因素。为此,我们通过以下方法来缓解这一问题。

(1)控制更多的潜在遗漏变量。在表3第(1)列中,考虑到公共教育支出可能同时影响代际流动和家庭校外教育支出,我们引入省级层面的公共教育支出的自然对数,发现核心解释变量的影响方向及显著性未发生明显变化,且拐点为0.5451与基准回归的结果相近。此外,出于同样的原因,我们还在第(2)—(4)列中,分别控制了各省家庭平均收入的自然对数、各省劳动力平均受教育年限以及各省民办教育质量。<sup>③</sup>可以看到,核心解释变量的影响方向和显著性未发生改变,且各自的拐点也均与基准回归结果相近。最后,在第(5)列中,我们将这些可能影响本文结论的变量统一加入到回归模型中,发现“地区代际流动对中小学家庭校外教育支出的影响呈倒U型”这一结论依然稳健,且拐点也与先前结果相近。

<sup>①</sup>其他三列结果计算出的拐点分别是0.5833、0.5604、0.5564,与本文采用的结果相比差距不大。

<sup>②</sup>感谢审稿人提供的建设性意见。

<sup>③</sup>其中各省家庭平均收入根据CIEFR-HS2017计算得出,各省劳动力平均受教育年限根据CLDS2016计算得出,而各省民办教育质量则根据《2016中国民办教育百强》公布的结果中,各省入围前一百的各校评分加总获得。



**表 3** 缓解遗漏变量偏误的检验

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>Igm</i>	16.8876 *** (3.2848)	16.2955 *** (3.8891)	15.7041 *** (3.4914)	14.8661 *** (3.8090)	12.0730 *** (4.6588)
<i>Igm</i> <sup>2</sup>	-15.4882 *** (3.5096)	-14.8182 *** (4.1081)	-14.6303 *** (3.6959)	-13.3134 *** (3.9710)	-10.7885 ** (4.2387)
公共教育支出	-0.3120 * (0.1486)				-0.1767 (0.1504)
各省家庭平均收入		-0.06729 (0.2276)			-0.2082 (0.2164)
各省劳动力平均受教育年限			0.1591 *** (0.0573)		0.1780 ** (0.0700)
各省民办教育质量				0.0008 *** (0.0002)	0.0006 ** (0.0003)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES
样本量	6 467	6 467	6 467	6 467	6 467
Log-likelihood	-11660.8670	-11654.9580	-11652.3690	-11651.7010	-11648.3340
拐点	0.5451	0.5498	0.5366	0.5583	0.5595

(2)剔除迁移或户口变更样本。由于我国地区及城乡间的教育资源数量和质量都存在较大差异,因此会有家庭为提高子女的教育竞争力而选择迁移,如迁入教育资源更丰富的地区,或迁出代际流动性较低的地区,导致样本自选择问题的产生,进而可能影响本文结论。根据2017年中国教育财政家庭调查中信息的可获得性,我们选择剔除迁移样本、剔除农转非户口样本以及同时剔除这两类样本的方式,来缓解样本自选择导致的内生性问题。表4第(1)一(3)列分别为剔除迁移样本、剔除农转非户口样本以及同时剔除这两类样本的估计结果。从中不难看出,核心解释变量的影响方向和显著性未发生变化,且各自的拐点也都与基准回归结果十分接近。因此,本文结论在考虑了样本自选择问题后仍然成立。

**表 4** 缓解测量误差的检验

	(1)	(2)	(3)
<i>Igm</i>	15.9965 *** (3.7794)	15.9454 *** (3.6765)	15.6364 *** (3.6347)
<i>Igm</i> <sup>2</sup>	-14.5966 *** (4.0118)	-14.5187 *** (3.9087)	-14.2821 *** (3.8596)
控制变量	YES	YES	YES
样本量	5 285	6 231	5 073
Log-likelihood	-9468.2706	-11219.1960	-9078.4452
拐点	0.5479	0.5491	0.5474

## 2.其他稳健性检验

为了进一步考察结论的可靠性,我们还做了如下检验。

(1)扩充样本量。在前文的研究过程中,我们对中小学阶段家庭校外教育支出做了对数化处理,但受访群体中存在部分家庭的校外教育支出为0,因此在取对数的过程中会将这部分样本剔除。为了将这部分样本纳入研究中,我们在对中小学阶段家庭校外教育支出进行对数处理前,先对其进行了加1处理<sup>①</sup>,以此来考察研究结论的稳健性,具体估计结果如表5第(1)列所示。可以看到,在加入中小学阶段家庭校外教育支出为0的样本之后,核心解释变量的影响方向和显著性仍未发生较大变化,表明地区代际流动对中小学阶段家庭校外教

<sup>①</sup>感谢审稿专家提供的该方法。

育支出影响的倒U型关系仍然成立。同时,该估计结果的拐点为0.5499,与基准回归的拐点(0.5440)相差不大。

(2)替换核心解释变量。在有关代际流动的文献中,除本文使用的方法外,还有不少文献使用主观阶层地位来测算代际流动性。本文参考Chetty等(2014)、王伟同等(2019)以及吴育辉等(2021)的研究,通过如下测量模型,再次测算地区代际流动:

$$Status_{now} = \delta + \tau Status_{14} + \beta Age + \mu \quad (6)$$

$$Social\ Mobility = \delta + \tau q \quad (7)$$

(6)式中: $Status_{now}$ 为个体主观社会阶层等级, $Status_{14}$ 为14岁时个体家庭社会阶层等级,用以表示父辈社会阶层等级, $Age$ 为个体年龄, $Social\ Mobility$ 为代际流动水平。通过(6)式对不同地区进行估计后,可得到截距项 $\delta$ 和斜率 $\tau$ ,再根据(7)式构建的地区层面父辈处于 $q$ 等级的条件下子辈的期望社会等级水平来衡量地区代际流动性。在已有研究中,通常将 $q$ 设置为25%分位点,本文此处延续这种做法。<sup>①</sup>在得到新的地区代际流动指标后,再次估计其对中小学阶段家庭校外教育支出的影响,具体的估计结果如表5第(2)列所示。不难看出,在替换过核心解释变量以后,其影响方向和显著性仍未发生较大变化,表明地区代际流动对中小学阶段家庭校外教育支出影响的倒U型关系依然成立。但其拐点为3.1891,与基准回归的拐点(0.5440)相去甚远,这主要是由于代际流动衡量方式的变化,导致新的核心解释变量的取值范围已不再是0-1,因此该拐点变化较大也在情理之中。

表5 基于扩充样本量和替换核心解释变量的稳健性检验

	(1)	(2)
$Igm$	16.1783** (6.7933)	
$Igm^2$	-14.7082** (6.3414)	
$Social\ Mobility$		9.1966*** (2.6181)
$Social\ Mobility^2$		-1.4419*** (0.4675)
控制变量	YES	YES
样本量	8 994	6 467
Log-likelihood	-22918.6040	-11658.6210
拐点	0.5499	3.1891

通过上述四种检验,我们发现所得主要结果均与前文结论一致,验证了假说1的成立及研究结论的稳健性。

(3)非线性关系检验。虽然本文通过引入地区代际流动二次项的方式,来检验地区代际流动与中小学家庭校外教育支出之间的倒U型关系,同时通过二次方程的特征简单地计算了拐点。但是,这一拐点是否真实存在,是否真的存在门槛效应尚未可知。因此,本文通过Chow检验的方法来检验0.5440这一拐点是否真实存在,借此来进一步检验地区代际流动与中小学家庭校外教育支出之间存在倒U型关系这一结论的稳健性。Chow检验结果的 $F$ 统计量为3.2603,其在1%水平上显著拒绝原假设<sup>②</sup>,验证了0.5440可以作为家庭教育投入的

①为了检验本文研究结论的稳健性,我们这里不仅更换了代际流动指标的测算方式,还替换了测算代际流动样本的数据库,不再使用2016年中国劳动力动态调查(CLDs),而是使用2015年中国综合社会调查(CGSS)。同样的,这里也剔除了跨省流动样本,以尽量缓解人口流动而导致的地区代际流动测量偏差。

②在本文所检验的模型自由度下, $F$ 统计量的1%水平值为1.9680。

结构性突变点。基于此,本文建立如下回归模型:

$$\ln Y_{ij} = \sigma_0 + \sigma_1 Igm_j(Igm \leq 0.5440) + \sum_{k=1}^n \rho_k X_{kij} + u_{0j} + \varepsilon_{ij} \quad (8)$$

$$\ln Y_{ij} = \mu_0 + \mu_1 Igm_j(Igm > 0.5440) + \sum_{k=1}^n \rho_k X_{kij} + u_{0j} + \varepsilon_{ij} \quad (9)$$

倘若 $\sigma_1$ 显著为正,而 $\mu_1$ 显著为负,则可以说明地区代际流动与中小学家庭校外教育支出之间的倒U型关系是较为稳健的,具体估计结果如表6所示。不难看出,当地区代际流动小于等于0.5440时,其系数估计值显著为正,表明当地区代际流动小于等于0.5440时,地区代际流动的提高会增加中小学家庭校外教育支出;而当地区代际流动大于0.5440时,其系数估计值显著为负,表明当地区代际流动大于0.5440时,地区代际流动的提高会降低中小学家庭校外教育支出。因此,“地区代际流动与中小学家庭校外教育支出之间呈倒U型关系”这一结论得到进一步的验证。

**表 6 地区代际流动对中小学阶段家庭校外教育支出影响的非线性关系检验**

	(1)	(2)
<i>Igm</i> ( $\leq 0.5440$ )	3.5404** (1.6896)	
<i>Igm</i> (>0.5440)		-4.8545*** (1.6546)
控制变量	YES	YES
样本量	3 185	3 282
Log-likelihood	-5690.4985	-5954.7336

### (三) 异质性分析

地区代际流动对中小学阶段家庭校外教育支出的影响可能会因子辈特征或家庭所处社会群体的不同而不同,因此本文将从子辈性别、子辈所处教育阶段、子辈户籍类型、家庭经济状况以及校外教育支出类型等方面进行异质性分析。

#### 1. 基于子辈性别的异质性分析

在社会保障尚不健全的时代,家庭普遍存在的男性偏好往往会挤压家庭对女性的人力资本投资。因此,在我国社会中流行过一段时间的“重男轻女”观念。故而有必要考察地区代际流动对中小学阶段家庭校外教育支出的影响是否存在性别异质性,表7汇报了基于性别差异的估计结果。

**表 7 地区代际流动对中小学阶段家庭校外教育支出的影响:性别异质性**

	男性	女性
<i>Igm</i>	16.0387*** (3.8733)	17.2789*** (3.5139)
<i>Igm</i> <sup>2</sup>	-14.7221*** (4.1063)	-15.7692*** (3.5856)
控制变量	YES	YES
样本量	3 409	3 058
Log-likelihood	-6140.2153	-5524.1523
拐点	0.5447	0.5478

不难看出:(1)不论对男孩还是女孩,地区代际流动的一次项对中小学阶段家庭校外教育支出的影响均在1%水平上显著为正,而二次项均在1%水平上显著为负,表明地区代际流动对中小学阶段家庭校外教育支出影响的倒U型关系,不因子辈性别而改变。(2)拐点的

大小意味着对代际流动固化的容忍程度,即教育竞争的激烈程度。也就是说,拐点数值越小,则家庭校外教育支出对代际流动固化的容忍度越高,教育竞争也就越激烈。表7的估计结果显示,男性的拐点为0.5447仅略小于女性的拐点0.5478。这可能与我国社会经济的发展、大部分家庭均为独生子女以及各类社会保障制度的不断健全和完善,导致“重男轻女”的观念有所转变有关。(3)从地区代际流动的二次项系数来看,女性样本的二次项系数绝对值要大于男性样本。根据二次函数的性质可知,相对于男性样本,女性样本的曲线会更为陡峭。也就是说,中小学阶段女孩的家庭校外教育支出对地区代际流动更为敏感,而男孩的家庭校外教育支出则相对变化更为平稳。家庭校外教育支出对地区代际流动变化的敏感性反映了该支出的刚性程度,即相较于女孩,男孩的家庭校外教育支出的刚性较强,这可能与传统的性别教育观念有关。

## 2. 基于子辈所处教育阶段的异质性分析

有关我国家庭校外教育支出的文献中,有不少研究发现家庭校外教育支出会随着子辈教育阶段的变化而有所不同(魏易,2020)。因此,有必要考察子辈不同教育阶段下,地区代际流动对家庭校外教育支出影响的异质性。由于本文研究的重点是中小学阶段,为此我们依据子辈所处教育阶段将样本分为三组——小学、初中以及高中,具体估计结果如表8所示。

表8 地区代际流动对中小学阶段家庭校外教育支出的影响:教育阶段异质性

	小学	初中	高中
$Igm$	17.8058*** (3.8245)	19.6057*** (4.0298)	11.2146** (5.331)
$Igm^2$	-16.2133*** (3.9895)	-18.0995*** (4.2033)	-10.4520** (0.5311)
控制变量	YES	YES	YES
样本量	3 564	1 626	1 277
Log-likelihood	-6399.1789	-2906.2438	-2341.0891
拐点	0.5504	0.5416	0.5364

结果显示:(1)不论子辈处于小学阶段、初中阶段抑或高中阶段,核心解释变量的影响方向和显著性基本上保持不变,表明地区代际流动对中小学阶段家庭校外教育支出影响的倒U型关系,不因子辈所处教育阶段而改变。(2)拐点从小到大依次是高中、初中、小学。说明对地区代际固化的包容性或者教育竞争程度上,高中大于初中,初中大于小学。这可能与我国“一考定终身”以及九年义务教育等现实情况有关。这一结论启示我们,逐步将高中纳入义务教育以及进一步普及高等教育的重要性,同时也应该引起我们关于初升高分流的进一步思考。(3)从地区代际流动二次项系数来看,初中阶段家庭校外教育支出对地区代际流动的变化最敏感,其次是小学阶段,最后是高中阶段。这可能与我国实行的九年义务教育有关,即初中后开始面临分流,家庭在这个阶段可能会更为理性地思考孩子的未来,因此,对代际流动的变化反应更为敏感,即这个阶段相对来说家庭校外教育支出刚性较弱。而其他两个教育阶段则不具有明显的分流选择,相对来说家庭教育目标更为明确,进而表现为校外教育支出的刚性较强。

### 3. 基于子辈户籍的异质性分析

陈友华和苗国(2021)认为,城乡家庭在子女的教育支出策略上存在较大差异。相较于城市,农村家庭在教育支出上更为佛系。鉴于此,我们针对子辈户籍类型做了异质性分析,具体估计结果如表9所示。

**表9 地区代际流动对中小学阶段家庭校外教育支出的影响:户籍异质性**

	城镇家庭	农村家庭
$Igm$	15.7437 *** (3.4368)	17.9902 *** (4.3802)
$Igm^2$	-14.3481 *** (3.6341)	-16.3868 *** (4.4125)
控制变量	YES	YES
样本量	3 046	3 421
Log-likelihood	-5496.7452	-6144.9116
拐点	0.5486	0.5489

可以看到:(1)不论对农村家庭还是城镇家庭,核心解释变量的影响方向和显著性基本上保持不变,表明地区代际流动对中小学阶段家庭校外教育支出影响的倒U型关系,不因子辈户籍类型而改变。(2)从拐点上,城镇家庭的拐点与农村家庭的拐点几乎是一致的,并没有表现出农村家庭对子女教育投资的佛系态度。这可能与我国农村地区独生子女家庭数量越来越多,使得农村地区不得不放弃“以数量换质量”的抚养策略有关。(3)从地区代际流动的二次项系数来看,中小学阶段农村家庭校外教育支出对地区代际流动更为敏感,而中小学阶段城镇家庭校外教育支出则变化相对平稳。这可能与城乡家庭之间的教育观念有关。相较于农村家庭,城镇家庭更将子女教育投入视为必需品,其证据就是农村地区更容易受到“教育无用论”的影响,因而表现为城镇家庭对子女的校外教育支出的刚性更强,而农村家庭对子女的校外教育支出则更容易受到未来教育回报的影响,导致刚性较弱。

### 4. 基于家庭经济状况的异质性分析

世界范围内有种现象叫“中产焦虑”,即中产家庭既想要子辈地位进一步向上流动,同时又害怕子辈无法继承和维持现有家庭社会地位,而产生的患得患失、进退失据的焦虑心态。在当下经济和社会发展日新月异的中国,中产焦虑的严重程度似乎要远高于国际水平(熊易寒,2020)。而中产焦虑也可能会反映在中小学阶段家庭校外教育支出上。因此,我们针对家庭资产高低做了异质性分析,具体结果如表10所示。<sup>①</sup>

可以看到:(1)不论是低资产组、中资产组还是高资产组,核心解释变量的影响方向和显著性基本上保持不变,表明地区代际流动对中小学阶段家庭校外教育支出影响的倒U型关系,不因家庭资产多寡而改变。(2)从拐点上,中资产组的拐点是三组中最小的,表明中资产组家庭的校外教育支出对地区代际固化的容忍度是最高的,这也从侧面验证了“中产焦虑”现象,同时也说明了为什么中产阶层家庭“鸡娃”现象格外明显。(3)从地区代际流动二

<sup>①</sup>我们之所以选择使用家庭资产而不是家庭收入对样本进行划分是因为资产相对收入更为稳定,同时当下我国资产的不平等可能更为严重。具体的划分方法是按家庭资产多寡对样本进行三等分,数值较低的三分之一样本为低资产组、数值较高的三分之一样本为高资产组、其余为中资产组。

次项系数来看,中资产组家庭校外教育支出对地区代际流动的变化最敏感,其次是高资产组,最后是低资产组。这可能是因为高资产组家庭经济约束较弱,校外教育支出对未来教育回报的反应较小;低资产组家庭由于家庭经济约束较强,即便有较高的未来教育回报,但家庭经济条件也不允许其追加更多的校外教育支出,因此表现出来的刚性较强;而中资产组的家庭经济约束介于两者之间,故而表现出来的刚性最弱,反应相对剧烈。

**表 10 地区代际流动对中小学阶段家庭校外教育支出的影响:家庭经济状况异质性**

	低资产组	中资产组	高资产组
$Igm$	14.2560*** (4.8454)	17.8512*** (4.4126)	15.2402*** (4.0358)
$Igm^2$	-12.7553** (5.1019)	-16.5537*** (4.6109)	-13.7078*** (3.9166)
控制变量	YES	YES	YES
样本量	2 155	2 155	2 157
Log-likelihood	-2899.2408	-3873.0771	-4870.2210
拐点	0.5588	0.5391	0.5558

### 5.校外教育支出类型的异质性

从上文可知,中小学阶段家庭校外教育支出中包含补习班支出和兴趣班支出。一般来说,补习班的目的是为了提⾼子女的学习成绩,而兴趣班则是为了培养子女的兴趣爱好。二者的侧重点似乎并不相同,那么家庭针对二者的校外教育支出对于地区代际流动的反应是否也存在差异?为此,我们针对两种不同的家庭校外教育支出类型进行了异质性分析,具体结果如表 11 所示。

不难发现:(1)不论是校外补习班支出还是校外兴趣班支出,核心解释变量的影响方向和显著性基本保持不变,表明地区代际流动对中小学阶段家庭校外教育支出影响的倒 U 型关系,不因校外教育支出类型而改变。为何会如此?我们认为这与我国实行的一些升学制度有关,如特长生竞赛加分、特长生等,使得父母为子女报兴趣班不再是仅仅为了培养兴趣爱好,同时也成了子女争取优质教育资源的一种辅助手段。(2)从拐点上看,校外补习班支出的拐点小于校外兴趣班支出的拐点,表明家庭前者的支出对于阶层固化的容忍度更高。(3)从地区代际流动的二次项系数来看,中小学阶段家庭校外补习班支出对地区代际流动更为敏感,而中小学阶段家庭校外兴趣班支出则相对变化更为平稳。这可能是因为相较于校外补习班支出,校外兴趣班支出更多关注子女自身的兴趣爱好,因而对未来教育回报的反应相对不敏感。

**表 11 地区代际流动对中小学阶段家庭校外教育支出的影响:校外教育支出类型异质性**

	校外补习班支出	校外兴趣班支出
$Igm$	11.0883*** (3.5301)	9.0657*** (3.0413)
$Igm^2$	-10.3608*** (3.7390)	-8.3425*** (2.9269)
控制变量	YES	YES
样本量	3 077	1 494
Log-likelihood	-4400.9048	-2110.5744
拐点	0.5351	0.5433

#### (四) 影响机制分析

##### 1. 地区代际流动与教育回报

尽管本文通过多种方式验证了地区代际流动对中小学阶段家庭校外教育支出的影响呈倒 U 型。但是尚未解答这一过程何以发生?也就是说,地区代际流动是如何影响中小学阶段家庭教育支出的?根据本文的观点,家庭校外教育支出不仅是一种消费行为,更是一种投资行为。理性的家庭投资必然是追求回报的,即教育回报。因此,作为投资行为的家庭校外教育支出必然会对教育回报做出反应,即教育回报越高,则家庭校外教育支出越多;反之,则家庭校外教育支出越少。Galor 和 Tsiddon(1997)的研究表明,地区代际流动会影响人力资本配置效率。邸玉娜(2014)的研究进一步表明代际流动会影响子辈的教育回报。因此,教育回报可能是地区代际流动影响中小学阶段家庭校外教育支出的重要机制。如果教育回报是地区代际流动影响中小学阶段家庭校外教育支出的重要机制,那么地区代际流动与教育回报之间也应该存在倒 U 型的关系,即假说 2 应该成立。

为了验证假说 2,我们引入经典明瑟方程,并在其中加入地区代际流动一次项和二次项与个体受教育年限的交乘项。倘若一次项与个体受教育年限的交乘项显著为正,且二次项的交乘项显著为负,那么就表明地区代际流动会影响教育回报,并且教育回报会随地区代际流动的提高,呈先增加后下降的趋势,也即假说 2 得到验证。由于 CIEFR-HS 中仅包含家庭收入,而未涉及个人收入,因此并不适合计算教育回报。加之本文的地区代际流动是由 CLDS 计算出来的,故而在考察地区代际流动的作用机制时,仍使用 2016 年 CLDS 的微观数据。在估计过程中,除了使用传统的受教育年限、工作经验、工作经验平方项以外,我们还控制了性别、年龄、民族、户籍等变量。由于并非所有个体都存在工资收入,因此我们就年度总收入和年度工资收入分别进行估计,具体估计结果如表 12 所示。

**表 12** 地区代际流动对教育回报的影响

	年度总收入	年度总工资收入
受教育年限	0.0563 *** (0.0210)	0.0592 ** (0.0231)
工作经验	0.0273 *** (0.0023)	0.0287 *** (0.0027)
工作经验平方项	-0.0006 *** (0.0000)	-0.0006 *** (0.0000)
$Igm \times$ 受教育年限	0.1656 ** (0.0799)	0.1130 ** (0.0546)
$Igm^2 \times$ 受教育年限	-0.1740 ** (0.0752)	-0.1276 ** (0.0532)
控制变量	YES	YES
样本量	12 209	7 710

我们发现:(1)无论被解释变量是年度总收入,还是年度总工资收入,地区代际流动一次项与受教育年限的交乘项系数均显著为正,且二次项与受教育年限的交乘项系数均显著为负,表明研究假说 2 得到验证,即地区代际流动会影响教育回报率,并且教育回报率会随地

区代际流动的提高,呈现先增长后下降的趋势。(2)受教育年限、工作经验以及工作经验平方项的影响方向,与研究教育回报率的文献结论相一致。至此,我们可以认为教育回报是地区代际流动影响中小学阶段家庭校外教育支出的重要渠道。

## 2.其他影响机制的进一步讨论

虽然本文从教育回报的角度,探究了地区代际流动对家庭校外教育支出的影响机制,但地区代际流动对家庭校外教育支出仍可能存在其他潜在影响机制。结合已有文献的研究,我们认为家庭收入和父母健康也可能是地区代际流动影响家庭校外教育支出的渠道。

首先,Galor和Moav(2004)的研究表明较高的地区代际流动水平有助于调动个体主观能动性,从而促进地区经济增长,进而提高家庭收入水平。而过高的地区代际流动则导致不确定性的增加,反而不利于调动个体主观能动性,最终不利于家庭收入水平的提高。因此,地区代际流动与家庭收入水平可能存在倒U型关系。与此同时,相关研究一再表明,家庭收入水平与家庭教育支出之间存在正相关关系。综上,可以认为家庭收入水平也可能是地区代际流动影响家庭校外教育支出的渠道。

其次,地区代际流动可能会对父母健康产生影响。较高的代际流动会提高个体的幸福感和获得感(张顺、祝毅,2021),从而有利于父母健康。但过高的代际流动水平可能使个体陷入焦虑和不安,从而不利于父母健康(李芳芝、张焕明,2021)。也就是说,地区代际流动与父母健康水平之间存在倒U型关系。而父母健康水平则会影响家庭相对收入,即当父母健康水平较低时,则会对家庭教育支出产生挤出作用。故而,可以认为父母健康水平可能是地区代际流动影响家庭校外教育支出的渠道。

既然存在其他潜在的影响机制,本文为何只重点讨论教育回报这一影响机制?我们认为地区代际流动通过家庭绝对(相对)收入的提高(降低),带来的家庭校外教育支出的增加(减少),无法绕过教育回报起作用。只要家庭教育支出仍具有投资属性,那么教育回报在其中就起着重要作用,比如家庭绝对(相对)收入的增加也只有在教育投入具有回报时才会扩大教育支出;反之,当教育回报为0或者较低时,家庭绝对(相对)收入的增加可能并不会带来家庭教育支出的提高。因此,虽然我们讨论了其他可能存在的影响机制,但我们认为教育回报是地区代际流动影响家庭校外教育支出的关键机制。<sup>①</sup>

## 五、研究结论与启示

中小学阶段激烈的“教育军备竞赛”引起了社会的广泛关注。激烈的教育资源竞争,迫使家庭不得不投入更多的资源用于子女教育,这不仅增加了家庭的经济负担,不利于我国经济的健康发展,同时也影响下一代的身心健康,不利于我国高质量人才的培养。为此,探讨我国中小学阶段家庭校外教育支出的影响因素具有十分重要的现实意义。本文尝试从代际流动角度切入,研究地区代际流动对中小学阶段家庭校外教育支出的影响,发现地区代际流动不仅会影响中小学家庭校外教育支出,而且二者之间存在倒U型的非线性关系,教育回报则是产生该影响的重要机制。这一结论为理解我国“教育军备竞赛”的成因及促进教育事业

<sup>①</sup>在文末附表中,我们补充了家庭收入和父母健康的传导机制检验结果。



的健康发展提供一些新的思路。

中小学阶段家庭校外教育支出更多表现为人力资本投资属性,那么要正确引导家庭校外教育支出,从该项投资的回报角度入手可能更为关键,如果相关政策不能对教育回报产生影响,那么将难以降低家庭对校外教育的旺盛需求。而旺盛需求的存在,使得校外教育培训产业必然会以某种或某些形式存在。上文研究表明,目前我国社会平均代际流动几乎处于拐点位置,这也解释了为何目前我国家庭“教育军备竞赛”如此激烈。“地区代际流动对中小学家庭校外教育支出的影响呈倒U型”这一结论,给我们的政策启示是:通过规制校外教育培训机构来减少家庭校外教育支出,并不能有效地降低家庭对子女教育的焦虑,反而会使得家庭通过增加自身辅导子女的时间等相对低效的方式去提高子女的教育竞争力。只有从根本上提高代际流动,提高社会机会公平程度,才能减轻对子女的教育焦虑,才能使家庭真正愿意去减少子女校外教育支出。相反,如果代际流动很低,虽然家庭会降低子女校外教育支出,但这是由于社会阶层固化导致家庭对子女未来丧失希望造成的,显然这既无效率,又失公平。因此,进一步提高代际流动水平可能是我国解决“教育军备竞赛”的可选方案。故而需要进一步改革制约代际流动性提高的体制机制,如构建无歧视的户籍制度和统一的劳动力市场等,以积极创造代际间流动的机会。

虽然本文研究揭示了地区代际流动与家庭校外教育支出之间的关系,为理解和缓解“教育军备竞赛”提供了新的视角和思路,但是本文目前尚无法从家庭校外教育支出视角给出准确的地区代际流动的最优区间。究其原因,家庭教育支出的最优解在微观个体层面和在宏观集体层面可能是不一致的,参与“教育军备竞赛”的家庭就类似于陷入了囚徒困境,个体理性和集体理性之间可能存在差异。此外,根据不同的教育目标其最优解也是不同的,如公平目标和效率目标。因而,目前我们根据当下社会舆论等方面关于教育支出的信息,仅能够给出的判断是当前的地区代际流动并非最优解。因此,如何结合不同的教育目标确定家庭校外支出的最优规模,以及如何从家庭校外教育支出视角来给出地区代际流动性的最优解是我们未来需要做进一步研究的方向。

附表 其他影响机制检验<sup>①</sup>

	lnincome	Fhealth	Mhealth	lnY	lnY	lnY	lnY
<i>Igm</i>	4.2658 *** (1.2537)	-4.6086 *** (1.5523)	-4.1502 *** (1.1044)	12.6428 *** (4.7514)	12.5034 *** (4.7591)	12.3639 *** (4.7712)	16.9715 *** (3.3009)
<i>Igm</i> <sup>2</sup>	-3.9935 *** (1.1228)	4.2044 *** (1.4648)	3.8694 *** (1.0288)	-11.3038 ** (4.6006)	-11.1667 ** (4.6092)	-11.0357 ** (4.6175)	-15.5974 *** (3.5255)
lnincome				0.0416 ** (0.0186)			0.0401 ** (0.0188)
Fhealth					-0.0195 (0.0197)		0.0085 (0.0223)
Mhealth						-0.04155 * (0.0223)	-0.0452 * (0.0259)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
样本量	8 994	9 209	9 209	6 467	6 467	6 467	6 467
Log-likelihood	-14059.61	-11781.22	-11662.87	-11658.77	-11901.50	-11900.05	-11653.275

①由于本文使用的父母健康为自评健康,并且数值越大代表健康状况越差,因此代际流动与父母健康之间呈现U型而非倒U型是符合预期的。

## 参考文献:

- 1.陈友华、苗国,2021:《升学锦标赛、教育内卷化与学区分层》,《江苏行政学院学报》第3期。
- 2.邸玉娜,2014:《代际流动、教育收益与机会平等——基于微观调查数据的研究》,《经济科学》第1期。
- 3.方超、黄斌,2022:《挤入还是挤出: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。
- 4.蒋乃华,2002:《城市教育消费中的性别差异——以江苏省扬州市城区为例》,《中国人口科学》第2期。
- 5.李芳芝、张焕明,2021:《代际流动影响主观幸福感吗?——基于CGSS2015的经验证据》,《统计研究》第3期。
- 6.李煜,2006:《制度变迁与教育不平等的产生机制——中国城市子女的教育获得(1966—2003)》,《中国社会科学》第4期。
- 7.刘保中,2020:《“扩大中的鸿沟”:中国家庭子女教育投资状况与群体差异比较》,《北京工业大学学报(社会科学版)》第2期。
- 8.刘利利、刘洪愧,2020:《个人所得税改革与家庭教育支出——兼论教育负担与教育差距》,《经济科学》第1期。
- 9.刘小鸽、司海平、庞嘉伟,2018:《地区代际流动与居民幸福感:基于代际教育流动性的考察》,《世界经济》第9期。
- 10.马良、方行明、雷震、蔡晓陈,2016:《独生子女性别会影响父母的二胎生育意愿吗?——基于中国综合社会调查(CGSS)数据的研究》,《人口学刊》第6期。
- 11.王伟同、谢佳松、张玲,2019:《人口迁移的地区代际流动偏好:微观证据与影响机制》,《管理世界》第7期。
- 12.汪小芹、邵宜航,2021:《我们是否比父辈过得更好:中国代际收入向上流动研究》,《世界经济》第3期。
- 13.魏易,2020:《校内还是校外:中国基础教育阶段家庭教育支出现状研究》,《华东师范大学学报(教育科学版)》第5期。
- 14.吴育辉、张欢、于小偶,2021:《机会之地:社会流动性与企业生产效率》,《管理世界》第12期。
- 15.解丕,2014:《中国老年人保障与代际间向上流动的私人转移支付——时间照料与经济帮助》,《世界经济文汇》第5期。
- 16.熊易寒,2020:《精细分层社会与中产焦虑症》,《文化纵横》第5期。
- 17.闫新华、杭斌,2017:《收入不平等与家庭教育支出——基于地位关注的视角》,《山西财经大学学报》第5期。
- 18.叶晓阳,2012:《“以权择校”:父母政治资本与子女择校》,《世界经济文汇》第4期。
- 19.张帆、吴愈晓,2020:《与祖辈同住:当前中国家庭的三代居住安排与青少年的学业表现》,《社会》第3期。
- 20.张锦华、杨晖、沈亚芳、韩阳,2014:《不确定性对城乡家庭教育支出倾向的影响研究》,《复旦教育论坛》第6期。
- 21.张军、张慧慧、徐力恒,2018:《劳动力市场分割的技能偏向如何影响家庭人力资本投资》,《中国工业经济》第8期。
- 22.张顺、祝毅,2021:《代际流动轨迹与分配公平感——影响机制与实证分析》,《社会学评论》第3期。
- 23.张雪、张磊,2017:《课外教育支出与学生的教育成果——基于CFPS微观数据的实证研究》,《经济科学》第4期。
- 24.赵颖,2016:《员工下岗、家庭资源与子女教育》,《经济研究》第5期。
- 25.周东洋、吴愈晓,2018:《教育竞争和参照群体——课外补习流行现象的一个社会学解释》,《南京师大学报(社会科学版)》第5期。
- 26.Cervellati, M., and U. Sunde. 2011. "Life Expectancy and Economic Growth: The Role of the Demographic Transition." *Journal of Economic Growth* 16(2):99-133.
- 27.Chetty, R., N. Hendren, P. Kline, and E. Saez. 2014. "Where Is the Land of Opportunity? The Geography of Intergenerational Mobility in the United States." *The Quarterly Journal of Economics* 129(4):1553-1623.

28. Dang, H. A. 2007. "The Determinants and Impact of Private Tutoring Classes in Vietnam." *Economics of Education Review* 26(6):683-698.
29. Galor, O., and O. Moav. 2004. "From Physical to Human Capital Accumulation; Inequality and the Process of Development." *Review of Economic Studies* 71(4):1001-1026.
30. Galor, O., and D. Tsiddon. 1997. "Technological Progress, Mobility and Economic Growth." *American Economic Review* 87(3):363-382.
31. Hansen, M. N. 2010. "Change in Intergenerational Economic Mobility in Norway: Conventional versus Joint Classifications of Economic Origin." *Journal of Economic Inequality* 8(2):133-151.
32. Keane, M. P., and J. E. Roemer. 2009. "Assessing Policies to Equalize Opportunity Using an Equilibrium Model of Educational and Occupational Choices." *Journal of Public Economics* 93(7-8):879-898.
33. Lordan, G., and P. Frijters. 2013. "Unplanned Pregnancy and the Impact on Sibling Health Outcomes." *Health Economics* 22(8):903-914.

## **Regional Intergenerational Mobility and Family Human Capital Investment: Evidence from Family Out-of-school Education Expenditure in Primary and Secondary Schools**

Jin Zhenzhong<sup>1</sup>, Li Zilian<sup>2</sup> and Yan Binjian<sup>3</sup>

(1: School of Government Audit, Nanjing Audit University;

2: Business School, Jiangsu Normal University;

3: College of Economics and Management, Nanjing Agricultural University)

**Abstract:** The "Educational Arms Race" launched by families in primary and secondary schools is an important topic in Chinese education and even economic society. Based on the micro household out-of-school education expenditure at the primary and secondary school stage in the 2017 China Institute for Educational Finance Research-Household Survey, and using the 2016 China Labor-force Dynamics Survey to estimate provincial intergenerational mobility indicators, this paper investigates the impact of regional intergenerational mobility on household human capital investment. The results show that: Firstly, the intergenerational mobility will affect family out-of-school education expenditure in primary and secondary schools. There is an inverted U-shaped relationship between the two, and this conclusion does not change with the gender of the children, the education stage of the children, the type of household registration, the family economic status and the type of out-of-school education spending. Secondly, the return of education is an important channel for regional intergenerational mobility to affect family out-of-school education expenditure in primary and secondary schools. With the improvement of regional intergenerational mobility, it will increase first and then decrease. The research conclusion of this paper can provide new ideas for reasonably guiding family out-of-school education expenditure and standardizing the development of "shadow education".

**Keywords:** Regional Intergenerational Mobility, "Educational Arms Race", Primary and Secondary School Stage, Family Out-of-school Education Expenditure, the Return Rate of Educational

**JEL Classification:** D1, I2

(责任编辑:惠利、陈永清)