

金融发展能够改善教育代际流动性吗?

——基于微观农户数据的分析

陈怡 谢宇婷 范瑞雪 樊士德

(南京审计大学 经济学院, 江苏 南京 211815)

[摘要] 研究金融发展对教育代际流动性的影响,并将教育代际流动性分解为教育代际结构流动性和教育代际交换流动性,构建金融发展对两者影响的理论框架,分析其作用机制,提出金融发展影响教育代际流动性的相关假说,并进行实证检验。实证检验与理论假说基本一致:首先,金融发展对教育代际结构流动性存在显著的促进作用,但对教育代际交换流动性的影响并不显著。因此,金融发展对教育代际流动性的正向影响主要来自其对教育代际结构流动性的正向促进作用。其次,金融发展对教育代际结构流动性的影响存在区域异质性,相较于中西部地区,金融发展对金融发展水平较高、信贷市场较为成熟的东部地区的教育代际结构流动性有更强的促进作用。最后,金融发展主要通过影响子代的人力资本水平这一作用机制对教育代际结构流动性产生影响。基于以上结论,提出相应政策建议。

[关键词] 金融发展 信贷约束 教育代际结构流动性 教育代际交换流动性

一、引言

党的二十大报告强调要加快建设高质量教育体系,发展素质教育,促进教育公平。教育公平是社会公平的重要基础,同时教育也是阻断贫困代际传递的治本之策^①,因而教育公平对实现社会共同富裕具有重要意义。然而我国教育在代际传递方面存在一定的固化倾向,寒门子弟通过教育渠道获得升迁性社会流动变得困难,教育领域存在不公平现象^[1]。

教育代际流动性是指子代教育成就相对于父代的可改变程度,是衡量教育公平的重要指标^[2]。教育代际流动性越高,表明个人的教育水平主要来自自身努力而非家庭背景,此时,教育越公平。当前,我国教育代际弹性主要介于0.2~0.4,而发达国家教育代际弹性主要集中于0.2,相比之下我国教育代际流动性较低,教育代际传递效应比较明显^{②[3-7]}。此外,有研究表明,从长期来看,我国教育代际流动性呈倒“U”型特点,当前主要处于下降阶段^[8]。因此,基于上述基本判断,提升我国的教育代际流动性,从而促进教育公平显得尤为紧迫。

那么如何提升我国的教育代际流动性,从而达到党的二十大报告提出的“促进教育公平”?学者们从不同角度探讨了改善教育代际流动性的影响因素,其中金融市场的不完善一直被认为是影响教育代际流动性的一个重要因素。尤其是信息不对称以及交易成本产生的金融摩擦会导致信贷约束;进而影响家庭对子代人力资本的投资选择。通过促进金融发展,缓解金融摩擦,改善家庭获取外部融资的途径,可以有效促进父代对子代人力资本投资,从而显著提高子代受教育程度^[9-10]。可见,家

[基金项目] 国家社会科学基金一般项目(22BJL076);“研究阐释省第十四次党代会精神”江苏省社科基金重大项目(22ZDA001);江苏省高等教育学会评估委员会课题“基于大数据的经贸类本科教学质量评价体系研究”江苏省硕士研究生科研与实践新项目(KYCX23_2288)成果之一。

[作者简介] 陈怡(1976—),江苏东台人,管理学博士,南京审计大学经济学院教授,研究方向:教育与收入流动性。

① 习近平总书记在2015年中央全面深化改革领导小组第十一次会议、2015年减贫与发展高层论坛、2021年全国脱贫攻坚总结表彰大会等多个会议反复强调。

② 教育代际弹性是指将子代受教育年限根据父代特征进行回归分析,其回归系数为教育代际弹性。一般而言,教育代际弹性越大,教育代际流动性越低。

庭信贷的可得性在子代教育获得方面发挥着重要作用。而当前我国家庭面临着较为突出的信贷约束:在需要贷款的家庭中,4.1%的家庭提出申请被拒绝;在未提出申请贷款的家庭中,近50%的家庭认为申请后不会获批,因而未提出贷款申请^①。此外,相较于西方发达国家,我国家庭也面临着更明显的信贷约束^[11]。因此,本文将从家庭信贷约束的角度,探讨金融发展水平^②是否显著影响教育代际流动性及其影响机制。考虑到教育代际流动性中既包含子代总体教育水平相对于父代提升因素的影响(即教育代际结构流动性),又包含子代受教育水平相对位置对父代受教育水平相对位置变化的影响(即教育代际交换流动性),因此,本文还观察金融发展对以上两者的细分影响,以探究这两种细分影响有差别。

本文的创新点主要有以下两点:第一,理论上,首次构建金融发展影响教育代际流动性的理论模型,并且将教育代际流动性细分为结构流动性和交换流动性,分别探讨金融发展对不同维度教育代际流动性的影响。第二,实证上,使用中国家庭追踪调查数据库的数据(CFPS2018),在大样本的基础上,划分出生年份群组考察金融发展对教育代际结构流动性以及教育代际交换流动性的影响,以期结论更具稳健性。

二、文献综述

(一)教育代际流动性的度量

目前教育代际流动性的测度方法主要有四种方法:第一种方法是概率转换矩阵,考察不同学历水平上的父代,其子代具有不同学历水平的概率^[13-14]。第二种方法是教育代际弹性,将子代受教育年限根据父代特征进行回归分析,其回归系数为教育代际弹性,考察父代的受教育年限每增加一年,子代的受教育年限平均增加多少年,该指标度量了父代对子代受教育程度影响的大小^[15]。该方法的不足之处在于父代受教育年限与子代受教育年限之间可能存在非线性关系,为了使测度结果更加稳定与准确,在此方法基础上,产生了第三种方法。第三种方法是代际排名相关性指标,该方法是计算父代受教育程度在所有父代受教育程度中的排名与子代受教育程度在所有子代受教育程度中排名之间的相关关系。在最近的文献中最常使用的相关系数为 Spearman 指数以及排名-排名方程(Rank-Rank Specification)^[16-17]。第四种方法是公式度量法,该方法由 Fields 等^[18]提出,基于距离函数的思想,以父代以及子代教育分布的绝对差异总和作为教育代际流动性的度量指标。该方法不仅能直观地将教育代际流动性量化,而且依据 Kerm^[19]的方法还可以将该流动性分解为结构流动性以及交换流动性两个不同维度,从而探讨教育代际流动性的具体来源。

(二)金融发展对教育代际流动性的影响

自 Becker 等^[9]的研究开始,金融市场不完善(如信息不对称以及交易成本产生的信贷约束)一直被认为是影响代际地位持续性的重要因素。目前,关于金融发展与教育代际流动性之间关系的研究主要集中于信贷约束对子代教育的影响。

部分学者认为信贷约束对子代教育存在显著影响。Lance 等^[20]通过一个标准的外生约束模型预测,借款人所受的约束力越大,其教育获得越低,二者存在负相关关系。Levine 等^[21]利用收入动态面板数据(PSID)以及美国青年纵向调查数据(NLSY79)进行实证分析,发现缓解低收入家庭的信贷约束会增加该群体的大学入学率。Reilly^[22]的研究也得出类似的结论。在对中国的研究中,李力行等^[23]利用 CHARLS2011 数据进行实证分析,发现信贷约束确实增加了教育代际弹性,降低了教育代际流动性。张彤进等^[6]构建两期代际交叠模型进行实证分析,发现家庭金融参与可以有效缓解信贷约束对子代人力资本水平的不利影响,从而提高教育代际流动性。

和以上研究结论不同,一些学者发现信贷约束对子代教育不存在显著影响。Keane 等^[24]利用 NLSY 数据中的年轻白人样本进行了动态模型估计和反事实检验,研究发现家庭借贷约束对子代大

① 数据来自《2019 中国家庭金融调查报告》, <https://chfs.swufe.edu.cn/zkcg/cgbg.htm>。

② 一般而言,金融发展水平越高,家庭所受的信贷约束越低^[12]。本文的金融发展特指信贷约束的放松。

学入学决策基本没有影响,如果仅考察教育水平较低的父代家庭也会得出同样的结论。Stinebrickner 等^[25]利用来自美国的面板数据进行实证研究,发现虽然信贷约束可能在一些学生的辍学决定中起着重要作用,但低收入家庭子代辍学的主要原因是信贷约束以外的原因。Winter^[26]通过构建定量生命周期模型发现,借贷约束对大学入学率存在影响,但这种影响随着时间的推移会逐渐降低甚至消失。

综上所述,以往文献对金融发展影响教育代际流动性的研究结论并不一致,且未将教育代际流动性(总流动性)中的结构流动性以及交换流动性进行区分。结构流动性指的是总流动性中,在子代的相对位置(排名)未发生变化的情况下,由于总体教育水平增长或教育水平方差变化等而形成的流动性。交换流动性指的是总流动性中,子代受教育分布的均值以及方差都不变的情况下,只是因为子代受教育程度的排名发生变化而形成的流动性。考虑到教育代际流动性中包含子代总体教育水平提升因素的影响(该因素包含在结构流动性中),直接将教育代际流动性(总流动性)的变化趋势解释为教育公平的变化趋势是不恰当的^[8]。基于此,本文进一步将教育代际流动性分解为结构流动性以及交换流动性,以更深入地研究金融发展对教育代际流动性的细分影响。

本文在理论上,首次构建金融发展影响教育代际流动性的理论模型,并且将教育代际流动性细分为结构流动性和交换流动性,分别探讨金融发展对不同维度教育代际流动性的影响。在实证上,本文选择使用中国家庭追踪调查数据库(CFPS 2018),在大样本的基础上,分出生年份群组考察金融发展对教育代际结构流动性以及教育代际交换流动性的影响,以期更具合理性。

三、理论机制

(一)基本模型

Becker 等^[27]将人力资本引入代际收入流动性模型,该模型将人生分为两个阶段:童年(人力资本投资时期)和成年(利用人力资本获得收入时期)。本文在此基础上建立一个简单的两期模型来研究金融发展对教育代际流动性产生的影响。

假设每个个体存在两期生活,他们在第一阶段投资于教育,在第二阶段投资于工作;第一阶段的消费为 c_1 ,第二阶段的消费为 c_2 。那么每个个体一生的总效用为:

$$U = u(c_1) + \beta u(c_2) \quad (1)$$

其中, $\beta > 0$ 是折旧系数, $u(\cdot)$ 满足:

假设 1: $u: R_+ \rightarrow R$ 关于消费 c 严格递增且为凹函数、二阶连续可微且 $\lim_{c \rightarrow 0} u'(c) = +\infty$ 。

个体被赋予初始资本 $w \geq 0$,能力 $a > 0$ 。初始资本是来自父代和其他家庭成员的所有资产,能力代表影响教育投资回报的先天因素。将 (w, a) 看作是固定且外生的两个变量,关注个体自己做出的教育决策。

第二阶段的劳动收入是 $y = af(h)$ 。其中 h 为教育投资, $f(\cdot)$ 满足:

假设 2: $f: R_+ \rightarrow R$ 关于教育投资 h 严格递增且为凹函数,二阶连续可微, $\lim_{h \rightarrow 0} f'(h) = 0, \lim_{h \rightarrow \infty} f'(h) = +\infty$ 。

a 和 h 都提高了收入并且是互补的。假设 1和假设 2表明总效用模型的最优解为正且有限,并且由一阶条件决定。

教育投资 h 以消费品为单位。个体可以以净利率 $R > 1$ 借入 d 单位(或者储蓄,用 $d < 0$ 表示)。给定 a, h 和 d ,每阶段的消费为:

$$c_1 = w + d - h \quad (2)$$

$$c_2 = af(h) - Rd \quad (3)$$

两阶段的消费现值为:

$$c_1 + \frac{c_2}{R} = w + \frac{af(h)}{R} - h \quad (4)$$

(二) 无信贷约束

若没有金融摩擦,年轻个体的效用最大化(1)式满足(4)式。最大化过程可分为两阶段。第一阶段是先选择 h , 即教育投资,从而使终生净消费的现值最大化: $w + R^{-1}af(h) - h$ 。最优的无限制投资 $h^U(a)$ 为人力资本的边际回报与金融资产的回报相等时,这样得到(5)式:

$$af'[h^U(a)] = R \quad (5)$$

其中, $h^U(a)$ 是关于能力 a 的函数。Becker 等^[27]认为政府教育支出、父代人力资本、子代的能力等因素是影响人力资本投资的因素,而本文假设在无信贷约束时,影响子代人力资本投资的因素是子代的能力 a , 此时子代人力资本投资是严格递增的并且不受初始资本 w 的影响。

第二阶段是平滑消费,借入一定量的金额 $d^U(a, w)$ 满足欧拉方程:

$$u'(w + d^U(a, w) - h^U(a)) = \beta R u'(af[h^U(a)] - R d^U(a, w)) \quad (6)$$

其中, $d^U(a, w)$ 是关于 w 和 a 的函数并且严格递增。最优的借贷水平 $d^U(a, w)$ 是关于能力 a 严格递增的函数,主要原因在于:一是能力越高的人越会选择更大的投资,而且能力越高的人越容易获得更多的终生净资源,并且想要在青年期间消费更多;二是表明能力影响借贷资本的程度比教育投资的程度更高。

由上文分析可得:

引理 1: 函数 $h^U(a)$ 以及 $d^U(a, w)$ 分别表示对教育以及借贷的无限投资。 $h^U(a)$ 是关于 a 的严格递增函数, $d^U(a, w)$ 是关于 a 和 w 的严格递增函数,而且 $\frac{\partial d^U(a, w)}{\partial a} > \frac{\partial h^U(a)}{\partial a} > 0, -1 < \frac{\partial d^U(a, w)}{\partial w} < 0$ 。

本文将使用引理 1 来描述借贷约束下的投资行为。

(三) 存在信贷约束

自 Becker 和 Tomes^[9]开始,经济学家就在人力资本模型中引入了金融市场的不完善。Becker 和 Tomes^[9]指出,由于获得信贷途径的不完善,来自低收入家庭的年轻人比来自高收入家庭的同龄人所获得的投资更少。

信贷约束通常是通过对外生上限进行限制的^[28]。按照这种方法,假设借贷受到外生约束的限制:

$$d \leq d_0 \quad (7)$$

其中 $0 < d_0 < \infty$ 对于所有家庭来说是固定且统一的。我们在模型中用上标 X 表示借贷受到外生约束的限制,此时子代教育投资受子代能力 a 以及初始资本 w 的影响。

受约束的个体必须在终生收入最大化以及平滑消费之间取得平衡。其中,最优投资 $h^X(a, w)$ 由下式可得:

$$u'(w + d_0 - h^X(a, w)) = \beta u'(af[h^X(a, w)] - R d_0) af'(h^X(a, w)) \quad (8)$$

(8)式表明:当借贷设定为最大值 d_0 时,按第一阶段效用计算的投资边际成本与按第二阶段效用计算的边际效益相等。

由上文分析可得:

引理 2: $h^X(a, w)$ 和 $h^U(a)$ 分别表示有借贷约束以及无借贷约束的最优投资。如果借贷约束存在,则(1) $h^X(a, w) < h^U(a)$, (2) $h^X(a, w)$ 关于 w 严格递增。

在金融市场完善,不存在信贷约束的情况下,父代都会对子代进行最优的教育投资 $h^U(a)$, 使得效用最大化。对于无力支付子代教育的家庭而言,父代也可以以利率 R 借入 $d^U(a, w)$, 对子代进行最优的教育投资,这样的投资是有效率的。在这种情况下,一方面,个体的劳动收入为 $af[h^U(a)]$, 子代的收入取决于自身的能力 a 而不是父代为子代提供的初始资本 w , 无论是出生于低收入家庭还是高收入家庭,子代面临的机会是均等的,在实现最优教育投资的前提下,子代受教育程度所处的相对位置会因为子代能力的差距有很大的机会发生改变,低收入家庭的子代可以依靠能力改变自身所处的社会阶层,即教育代际交换流动性较强;另一方面,子代最优的教育投资会使得子代的受教育水

平整体上升,从而拉大与父代受教育程度的差距,即教育代际结构流动性较强。

在金融市场不完善,存在信贷约束的情况下,受到信贷约束的家庭只能获得次优的教育投资 $h^x(a, w)$, 低于最优的教育投资水平 $h^u(a)$ 。其子代由于教育投资水平低于最优水平因此继续受较低水平的教育。不受信贷约束的家庭获得最优的教育投资 $h^u(a)$, 其子代由于达到最优的教育投资水平因此可以保持较高的受教育程度。此外, $h^x(a, w)$ 关于 w 严格递增, 因而子代的受教育程度与家庭的初始资本 w 密切相关。家庭初始资本 w 所带来的教育程度差距的扩大弱化了子代能力所能带来的教育程度差距的缩小, 所以子代受教育程度的相对位置发生变化的概率很小, 即教育代际交换流动性相对较弱。次优的教育投资对教育的整体水平提升有一定的消极影响, 因而教育代际结构流动性也相对较弱。

上述分析表明信贷约束的存在导致教育代际交换流动性以及教育代际结构流动性都有所下降。本文进一步探讨金融发展, 即放松信贷约束对教育代际流动性的影响。随着信贷约束的放松, $h^x(a, w)$ 无限接近 $h^u(a)$, 子代的教育投资不断接近最优水平, 子代的教育水平整体发生提升, 从而教育代际结构流动性上升。然而, 此时的教育代际交换流动性未必也会上升, 这是因为信贷约束所带来的子代受教育年限的上升未能超过子代受教育水平相对位置上升所要求的年限。因此, 金融发展对教育代际交换流动性影响不确定。

最后根据模型分析金融发展影响教育代际结构流动性的机制。人力资本是推动技术进步和经济发展的最终力量, 教育投资在人力资本积累方面起着至关重要的作用, 信贷约束作为不完全竞争市场所造成的一种特殊形式的摩擦, 会限制父代对子代的教育投资。根据上述模型推导分析可知, 有无信贷约束将会对子代的教育投资产生异质性影响。在存在信贷约束时, 子代的教育投资 h 表述为 $h^x(a, w)$, 此时受初始资本 w 的影响, 初始资本不充裕的子代的教育投资将无法达到最优; 在不存在信贷约束时, 子代教育投资 h 可表述为 $h^u(a)$, 此时子代的教育投资仅仅取决于能力 a , 只要人力资本的边际回报高于金融资产的回报, 父代就会通过借贷实现第一阶段的最优教育投资。由此可见, 金融发展放松信贷约束可以促进低收入家庭的子代接受更多教育, 使父代能够通过金融渠道投资于子代教育, 提升子代人力资本水平, 从而对子代整体受教育水平产生影响, 以致影响教育的结构流动性。

基于上述分析, 本文得出待检验的假说:

假说 1: 金融发展可以明显促进教育代际结构流动性, 而对交换流动性不一定产生影响。

假说 2: 金融发展主要通过人力资本投资对教育代际结构流动性产生影响。

四、模型设定与数据

(一) 模型设定与估计方法

为了检验假说 1, 本文构建以下模型:

$$M_{ij}^{\gamma} = \alpha + \beta_1 FD_{ij} + \beta_2 X_{ij} + v_i + \eta_j + \varepsilon_{ij} \quad (9)$$

上式中, 下标 i 表示第 i 个省份, j 表示第 j 个序列, $M^{\gamma} (\gamma = S, E, T)$ 表示教育的代际流动性, M^S 表示教育代际结构流动性, M^E 表示教育代际交换流动性, M^T 表示教育代际流动性(总流动性); FD 表示金融发展水平; X 表示控制变量, 包括区域特征变量以及父代教育程度分布的特征变量; v_i 表示省份固定效应, η_j 表示序列固定效应; ε_{ij} 为误差项。

(二) 数据说明与变量选取

1. 数据说明

本文使用的数据来自中国家庭追踪调查(CFPS)2018年微观住户数据。利用成人数据库与家庭关系库进行匹配, 剔除仍在接受教育的样本、子代及父代学历缺失的样本、子代年龄大于60岁的样本、父代年龄大于90岁的样本, 最终获得9869户样本。在此基础上, 每户家庭只保留一个受教育程度最高的子代样本, 以及父代中受教育程度较高的一方, 最终获得属于25个省区市的8705户可用

数据。

在权衡样本量以及子代异质性后,对于每个省区市而言,基于子代年龄,本文构造了 9 个 5 年出生序列,具体包括 16—20、21—25、26—30、31—35、36—40、41—45、46—50、51—55、56—60 这 9 个序列^①[29-30]。在剔除样本量为个位数的序列之后,最终获得全国 25 个省市数据,197 个观测值。

在研究金融发展对教育代际流动性影响时,还需要明确选取哪一时期的金融发展水平探讨金融发展对教育代际流动性的影响。Annalisa^[31]指出每个家户作出教育投资选择时的金融发展水平是最重要的。因而本文用以下方法确定每个家户做出教育投资选择的时间:

$$Time_{jt} = Birth_{jt} + 6 + 9 \quad (10)$$

上式中, i 代表省份, j 代表序列, t 代表时间, $Birth$ 是子代的出生年份。一般假设子代入学年龄为 6 岁,义务教育时间为 9 年,从而确定在第 i 个省份第 j 个序列的家户对子代进行教育投资选择的时间,即确定每个序列所对应的金融发展水平的时间。

2. 被解释变量构建与说明

(1) 无方向绝对流动性

本文选取 Fields 等^[18]提出的无方向绝对流动指标作为教育代际流动性(总流动性)的度量指数,并根据 Kerm^[19]提出的分解方法将其分解为结构流动性以及交换流动性。

假设一个经济体中存在 n 个家户, x_i 为第 i 个家户子代的受教育年限, y_i 为第 i 个家户父代的受教育年限,根据 Fields 等^[18]提出的方法,第 i 个家户的教育代际流动性指数为:

$$M(x_i, y_i) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n |\log y_i - \log x_i| \quad (11)$$

该流动性为无方向绝对流动指标(总流动),是加总社会中每个家庭子代与父代受教育年限之间的绝对差异。本文选取该指标是因为其符合 Kerm^[19]提出的四个公理性假设^②,可以进行分解。

(2) 结构流动性与交换流动性

为了探讨流动性背后的经济含义,Markandya^[32]、Kerm^[19]先后对流动性进行了分解。本文依据 Kerm^[19]的方法将总流动性分解为结构流动性以及交换流动性。

① 结构流动性

$$S(x_i, y_i) = L \times x_i \quad (12)$$

L 为 $n \times n$ 维对角矩阵,其对角元素为 $\frac{y_{r(x_i)}}{x_i}$ 。 $r(x_i)$ 是子代 i 在 x 中排名。 $y_{r(x_i)}$ 表示在父代 y 中排名为 $r(x_i)$ 的受教育程度。通过(12)式,能够确保教育向量 S 的排名与 X 相同。进而,计算由 X 向 S 的流动性为结构流动性。

② 交换流动性

$$E(x_i, y_i) = P_{y_i} \times x_i \quad (13)$$

P_{y_i} 是根据 y_i 排名形成的 n 维转换矩阵,向量 x_i 左乘 P_{y_i} 表示根据 y_i 的排名对 x_i 进行行变换,从而使得 E 向量中个体的教育排名与 y_i 相同,此时 X 向 E 的流动性称为交换流动性。

如图 1 所示, $M(X, Y) = M(X, S) + [M(X, Y) - M(X, S)]$, $M(X, S)$ 即为结构流动性, $M(X, Y) - M(X, S)$ 为交换流动性。不同的分解顺序下,结构流动性与交换流动性对总流动性的贡献不同,为了消除分解顺序对结果的影响,依据 Kerm^[19]的方法,对两种分解顺序的结果取平均值。

3. 解释变量与控制变量

本文的核心解释变量是金融发展,考虑到本文的金融发展侧重于信贷约束,为了更全面地探讨

① 根据子代的出生年份,以 5 年为一个出生年份群组进行代际流动分析,是代际流动研究中的常见做法。如果年龄组采用更长的时间区间,可能导致经历不同历史事件的个体留在同一个样本组中,不利于代际流动性的准确考察;如果年龄组采用更短的时间区间,可能导致每个年龄组的样本量过少。因而为了保证每个出生年份群组的样本量以及子代社会经济地位的生命周期性、社会经济地位的可比性,本文采用 5 年为一组。

② 四个公理性假设分别为规模不变性、对称性、子群体可分解性与倍增路径可分离性。

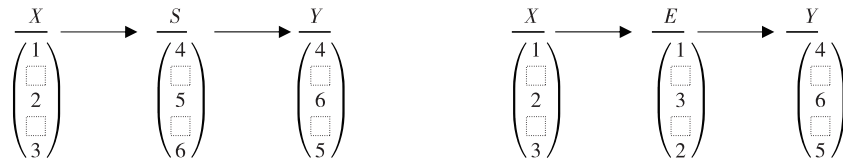


图 1 分解思路

信贷约束与教育代际流动性之间的关系,本文选取三个指标代表各地区的金融发展水平:第一个指标是金融规模 $FD1$,表示各省不同时期的信贷总量与 GDP 的比值^[33-34];第二个指标是金融效率 $FD2$,表示为存贷款转换率,即贷款总额除以存款总额^[35];第三个指标是金融相对地位 $FD3$,表示地区金融机构存贷款额占同期国内总存贷款的比重^[31,36]。数据皆来自各省统计年鉴与中国金融年鉴。

参照以往文献^[16,23,31],本文选取的控制变量主要包括区域特征变量以及父代受教育程度的特征变量。区域特征变量包括人均 GDP 的对数值($\ln\text{pergdp}$)和财政教育支出水平(eduex),本文的人均 GDP 是以 1978 年为基期的不变价,财政教育支出水平为各省不同时期财政支出中的教育支出与 GDP 的比重。父代受教育程度的特征变量包括父代受教育年限的平均值(paredu)以及父代受教育程度的均等性。对父代受教育程度的均等性度量采用两个指标,一个是基尼系数 $Gini_p$,另一个是参数 $\alpha=2$ 的广义熵指数 $GE2_p$,前者对于中间分布的差异更为敏感,后者对于顶端分布的差异更为敏感。

上述变量的描述性统计如表 1 所示。

表 1 主要变量的描述性统计

| 变量 | 说明 | 观测值 | 均值 | 标准差 | 最小值 | 最大值 |
|-------------|-------------------------------|-----|-------|-------|-------|--------|
| 被解释变量 | 总流动性 M^T | 197 | 0.716 | 0.240 | 0.217 | 1.402 |
| | 结构流动性 M^S | 197 | 0.468 | 0.057 | 0.127 | 1.289 |
| | 交换流动性 M^E | 197 | 0.248 | 0.055 | 0.125 | 0.634 |
| 核心解释变量 | 金融规模 $FD1$ | 197 | 0.885 | 0.334 | 0.397 | 2.282 |
| | 金融效率 $FD2$ | 197 | 1.988 | 0.824 | 0.013 | 4.144 |
| | 金融相对地位 $FD3$ | 197 | 0.242 | 0.510 | 0.003 | 5.455 |
| 区域特征变量 | 人均 GDP 对数值 $\ln\text{pergdp}$ | 197 | 6.708 | 0.737 | 5.100 | 8.823 |
| | 财政教育支出 eduex | 197 | 0.022 | 0.011 | 0.011 | 0.070 |
| 父代受教育程度特征变量 | 父代受教育年限平均值 paredu | 197 | 6.211 | 2.049 | 1.666 | 10.476 |
| | 父代受教育程度均等性 $Gini_p$ | 197 | 0.369 | 0.163 | 0.071 | 0.800 |
| | 父代受教育程度均等性 $GE2_p$ | 197 | 0.308 | 0.314 | 0.010 | 1.840 |

五、实证结果分析

(一) 教育转换矩阵

本文通过计算受教育程度的转换矩阵,显示父代与子代如何在受教育程度的分布中移动。由于篇幅所限,本文仅选择一个较早的子代出生序列(1963—1967 年)以及一个较近的子代出生序列(1993—1997 年)进行分析。对于每个序列而言, m 表示父代的受教育程度, n 表示子代的受教育程度, P_{mn} 表示父代受教育程度处于 m 且其子代受教育程度为 n 的概率。对角线上的概率值 P_{mn} 越大,教育代际流动性越低;非对角线上的值 P_{mn} 值越大,教育代际流动性越高。

表 2-1 和表 2-2 展示了受教育程度转换矩阵,表 2-1 显示了子代出生年份为 1963—1967 年的受教育程度转换矩阵,表 2-2 显示了子代出生年份为 1993—1997 年的受教育程度转换矩阵。表 2-1 和表 2-2 的最后一列显示了父代受教育程度在每个受教育类别中所占的份额,根据两个出生序列中的占比可知,子代出生年份为 1993—1997 年的出生序列中父代受教育程度高于小学的占比(0.59)远高于子代出生年份为 1963—1967 年的出生序列中父代受教育程度高于小学的占比(0.26),这说明父代受教育程度显著提升。

表 2-1 和表 2-2 揭示了我国教育代际流动性目前存在的一些特点。首先,对于教育分布的底端而言,教育的代际流动性在出生序列中有所上升;对于教育分布的顶端而言,教育的代际流动性在出生序列中有所下降。对于受教育程度为文盲/半文盲、小学、初中的父代来说,其子代停留在同一受教育程度类别的概率分别从子代 1963—1967 年出生序列的 29%、25%、46%降至子代 1993—1997 年出生序列的 15%、6%、23%;对于受教育程度为高中、大专及以上的父代来说,其子代停留在同一受教育程度类别的概率分别从 1963—1967 年的 15%、45%上升至 1993—1997 年的 18%、94%。第二,在同一受教育程度类别中,教育的向上代际流动性在出生序列中有所上升,向下代际流动性在出生序列中有所下降。受教育程度为文盲/半文盲、小学、初中、高中的父代,其子代向上代际流动性占比从 1963—1967 年的 71%、61%、27%、25%上升至 1993—1997 年的 85%、92%、74%、69%;相应地,受教育程度为小学、初中、高中、大专及以上的父代,其子代向下代际流动性占比分别从 1963—1967 年的 14%、28%、60%、55%降至 1%、3%、14%、6%。第三,在教育分布的顶端,教育的代际流动性大幅度下降。在子代出生年份为 1963—1967 年的出生序列中,45%受过高等教育父代的子代仍处于这一类别,在子代出生年份为 1993—1997 年的出生序列中,这一比例大幅度上升到 94%。

表 2-1 受教育程度转换矩阵^①(1)
子代的出生序列:1963—1967 年(样本量:720)

| | | 子代的受教育程度 | | | | | 占比 |
|------------------|--------|----------|------|------|------|-------|------|
| | | 文盲/半文盲 | 小学 | 初中 | 高中 | 大专及以上 | |
| 父代的 受教育 程度 | 文盲/半文盲 | 0.29 | 0.32 | 0.30 | 0.07 | 0.02 | 0.40 |
| | 小学 | 0.14 | 0.25 | 0.42 | 0.12 | 0.07 | 0.34 |
| | 初中 | 0.09 | 0.19 | 0.46 | 0.20 | 0.07 | 0.15 |
| | 高中 | 0.10 | 0.14 | 0.36 | 0.15 | 0.25 | 0.08 |
| | 大专及以上 | 0.00 | 0.05 | 0.35 | 0.15 | 0.45 | 0.03 |

表 2-2 受教育程度转换矩阵(2)
子代的出生序列:1993—1997 年(样本量:1044)

| | | 子代的受教育程度 | | | | | 占比 |
|------------------|--------|----------|------|------|------|-------|------|
| | | 文盲/半文盲 | 小学 | 初中 | 高中 | 大专及以上 | |
| 父代的 受教育 程度 | 文盲/半文盲 | 0.15 | 0.18 | 0.33 | 0.19 | 0.15 | 0.12 |
| | 小学 | 0.01 | 0.06 | 0.31 | 0.29 | 0.32 | 0.28 |
| | 初中 | 0.01 | 0.02 | 0.23 | 0.26 | 0.48 | 0.42 |
| | 高中 | 0.01 | 0.01 | 0.12 | 0.18 | 0.69 | 0.14 |
| | 大专及以上 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.06 | 0.94 | 0.03 |

(二)基准回归结果

表 3 报告了金融发展对教育代际结构流动性的线性回归结果。结果显示,金融发展的估计系数在 1% 的显著性水平上均显著为正,表明金融发展显著促进了教育代际结构流动性,证明了前文假说 1 的前半部分。本文将一个家庭父代中受教育程度较高的一方认为父代,子代中受教育程度最高的一方认为子代。金融规模、金融效率以及金融相对地位的提高,都表明该地区信贷约束的放松,每个家庭获取外部融资的机会增加,子代的人力资本水平趋于优化,从而使得子代的整体教育水平提高,教育代际结构流动性上升。

表 4 报告了金融发展对教育代际交换流动性的线性回归结果。结果显示,金融发展的估计系数均不显著,表明金融发展对教育代际交换流动性没有显著影响,证明了前文假说 1 的后半部分。即

^① 本文基于 CFPS 数据库将学历层次分为 5 个等级,即文盲/半文盲、小学、初中、高中、大专及以上。由于受教育年限为离散型变量,无法将样本按受教育程度等分,因而只有矩阵的每一行相加为 1,而每一列相加不为 1。

便信贷约束有所放松,但是子代受教育程度的相对位置并不一定发生变化,从而使教育代际交换流动性不一定发生变化。本文的实证结果表明,教育代际交换流动性并未得到改善。

综上所述,根据表3以及表4中的回归结果可以发现,金融发展明显促进了教育代际结构流动性,而对交换流动性不存在显著影响,验证了前文的假说1。

表3 金融发展对教育代际结构流动性影响的基准回归结果

| | (1) | (2) | (3) |
|-------------------------|------------------------|------------------------|-----------------------|
| <i>FD1</i> | 0.0847*** (0.0529) | | |
| <i>FD2</i> | | 0.0523*** (0.0205) | |
| <i>FD3</i> | | | 0.0427*** (0.0570) |
| <i>lnpergdp</i> | 0.0621*** (0.0102) | 0.0663*** (0.0101) | 0.0491*** (0.0121) |
| <i>eduex</i> | 0.0293* (0.3774) | 0.1434* (0.3701) | 0.1427 (0.3685) |
| <i>paredu</i> | -0.0352*** (0.0120) | -0.0442*** (0.0120) | -0.0035 (0.0041) |
| <i>Gini_p</i> | -0.0882 (0.0575) | -0.0442** (0.0120) | -0.0531* (0.0432) |
| <i>C</i> | 0.3383** (0.0278) | 0.2987** (0.0882) | 0.2712*** (0.0295) |
| 省份效应 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 序列效应 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 观察值 | 197 | 197 | 197 |
| 省份个数 | 25 | 25 | 25 |
| <i>R</i> ² | 0.6542 | 0.6244 | 0.5380 |

注:括号中的数字为标准误,*、**、***分别表示在10%、5%、1%的显著水平上显著,以下各表相同

表4 金融发展对教育代际交换流动性影响的基准回归结果

| | (1) | (2) | (3) |
|-------------------------|------------------------|----------------------|-----------------------|
| <i>FD1</i> | 0.0966 (0.0618) | | |
| <i>FD2</i> | | 0.0328 (0.0661) | |
| <i>FD3</i> | | | 0.0185 (0.0239) |
| <i>lnpergdp</i> | 1.4733*** (0.2237) | 0.1083 (0.0698) | 0.9666** (0.3412) |
| <i>eduex</i> | 0.0390* (0.0223) | 0.0029 (0.0261) | 0.1956 (0.1279) |
| <i>paredu</i> | -0.0442*** (0.0120) | -0.0012 (0.0037) | -0.0262 (0.0184) |
| <i>Gini_p</i> | -1.4733*** (0.2237) | -0.1083 (0.0698) | -0.9666** (0.3412) |
| <i>C</i> | 0.7448** (0.2523) | 0.1763** (0.0787) | 1.7938*** (0.3745) |
| 省份效应 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 序列效应 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 观察值 | 197 | 197 | 197 |
| 省份个数 | 25 | 25 | 25 |
| <i>R</i> ² | 0.0542 | 0.0380 | 0.0553 |

表 5 报告了金融发展对教育代际流动性(总流动性)的线性回归结果。结果显示,金融发展前面的估计系数在 5% 的显著性水平上均显著为正,表明金融发展显著促进了教育代际流动性。根据前文分析得出的结论可知,金融发展对教育代际流动性的正向影响主要来自其对教育代际结构流动性的正向促进作用。教育代际结构流动性表现为子代受教育水平相对于父代受教育水平的整体同方向变动;教育代际交换流动性是子代受教育水平的相对位置相对于父代受教育水平的相对位置发生变化而产生的流动性,其表明子代受教育程度跨越父代所在阶层的概率。因此在金融发展影响代际流动性的研究中,将教育代际流动性分解为教育代际结构流动性以及教育代际交换流动性是必要的。只有对教育代际结构流动性和教育代际交换流动性进行区分,才能观察到金融发展对子代相对于父代受教育水平变动的的影响,以及金融发展对子代相对于父代受教育水平的相对位置变动的不同影响。基于以上分析,在判断以往金融政策是否显著促进教育公平时,应更加关注该项政策是否显著促进教育交换流动性。

控制变量在显著情况下对流动性的影响都符合预期。这里要注意父代受教育程度的不平等性对教育代际流动性的影响。Hassler^[37]的研究结果表明教育不平等对教育代际流动性存在两个作用方向完全相反的影响。一方面,高度不平等会增加教育的潜在回报,从而增加人们投资教育的动力,对教育代际流动性有正向效应;另一方面,高度不平等降低了受教育程度低的父代支付教育的能力,对教育代际流动性存在负向效应。就实证结果而言,不平等对教育代际流动性的最终影响是正向效应还是负向效应取决于哪种效应更大。本文结果表明负向效应超过正向效应,即父代受教育程度的不平等对教育代际流动性存在负向影响。同时,为了考察该结果的稳健性,本文除了使用 $Gini_p$ 还使用了 $GE2_p$ 对父代受教育程度的不平等性进行了分析,得到相似的结果。

(三)稳健性检验

通过前文的分析可知,金融发展明显促进了教育代际结构流动性,而对教育代际交换流动性不存在显著影响。为了检验这一结果是否可靠,本文利用全样本获得的 8705 户家庭数据进行如下的稳健性检验:

首先,参考 Eriksson 等^[38]的“条件收入弹性”来对金融发展的作用进行分析,建立模型(14)和(15),检验金融发展是否可以显著促进教育代际结构流动性。

$$edu_i^c = \alpha + \beta edu_i^f + \varepsilon_i \quad (14)$$

$$edu_i^c = \alpha + \beta_1 edu_i^f + \beta_2 fin_i + \varepsilon_i \quad (15)$$

edu_i^c 表示第 i 个家户子代的受教育年限, edu_i^f 表示第 i 个家户父代的受教育年限, fin_i 表示第 i 个家户所在省份以及所在序列的金融发展水平,考虑到篇幅问题,本部分仅使用金融规模水平表示该家户所在省份以及所在序列的金融发展水平。结构流动性表示为全样本中子代的受教育年限对父代的受教育年限回归得到的系数(β 、 β_1),系数越大,说明子代与父代受教育年限的关联度越大,从

表 5 金融发展对教育代际流动性影响的基准回归结果

| | (1) | (2) | (3) |
|------------|------------------------|-----------------------|-----------------------|
| $FD1$ | 0.0762** (0.0326) | | |
| $FD2$ | | 0.0510** (0.0203) | |
| $FD3$ | | | 0.0356*** (0.0451) |
| $lnpergdp$ | 0.0579** (0.0218) | 0.0610*** (0.0214) | 0.0385*** (0.0236) |
| $eduex$ | 0.0264* (0.3612) | 0.1631* (0.4271) | 0.0930 (0.4328) |
| $paredu$ | -0.0321*** (0.0237) | -0.0387** (0.0237) | -0.0012 (0.0013) |
| $Gini_p$ | -0.0751 (0.0529) | -0.0587** (0.0231) | -0.0318* (0.0569) |
| C | 0.2168** (0.0361) | 0.2621** (0.0631) | 0.2921*** (0.0241) |
| 省份效应 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 序列效应 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 观察值 | 197 | 197 | 197 |
| 省份个数 | 25 | 25 | 25 |
| R^2 | 0.5327 | 0.6148 | 0.5194 |

而结构流动性越低。通过观察回归系数的变化, β_1 相对于 β 的变化比率($\frac{\beta_1 - \beta}{\beta}$), 探讨金融发展对父代受教育年限与子代受教育年限相关性的影响。

回归结果如表 6 所示。第(1)列是式(14)的基准回归结果, 父代受教育年限每增加 1 单位, 则子代受教育年限平均增加 0.499 个单位; 第二列是式(15)的基准回归结果, 当加入金融发展水平, β_1 相较于 β 下降, 教育代际弹性下降 24.09%, 说明父代的受教育程度对子代的受教育程度影响减少, 从而结构流动性增加。根据金融发展的系数 β_2 可以看出, 子代受教育年限因金融发展水平的提高而提高, 从而与父代的受教育年限之间的差距加大, 结构流动性增加。该结果表明金融发展与结构流动性呈正相关, 即本文关于金融发展促进教育代际结构流动性影响的结论是稳健的。

其次, 建立模型(16)和(17), 检验金融发展对教育代际交换流动性是否存在显著影响。

$$rank_i^c = \alpha + \beta rank_i^f + \varepsilon_i \tag{16}$$

$$rank_i^c = \alpha + \beta_1 rank_i^f + \beta_2 fin_i + \varepsilon_i \tag{17}$$

$rank_i^c$ 表示第 i 个家户子代的受教育排名, $rank_i^f$ 表示第 i 个家户父代的受教育排名, fin_i 表示第 i 个家户所在省份以及所在序列的金融发展水平, 具体表示为该家户所在省份以及所在序列金融规模水平。交换流动性表示为全样本中子代的受教育排名对父代的受教育排名回归得到的系数(β 、 β_1), 系数越大, 说明子代与父代的受教育程度的相对位置的关联度越大, 从而交换流动性越低。通过回归系数(β 、 β_1)的变化比率, 探讨金融发展对交换流动性的影响。

从实证结果可以看出(如表 7 所示), 父代受教育排名前面的回归系数仅有细微差别, 教育排名代际弹性上升 0.05%, 可见金融发展对代际教育排名流动性的影响几乎可以忽略, 即金融发展对于教育的代际交换流动性无显著影响。该结果表明本文关于金融发展对教育代际交换流动性无显著影响的结论是稳健的。

表 6 稳健性检验(一)

| | (1) | (2) |
|----------------|-----------------------|-----------------------|
| | edu^c | edu^c |
| | 基准回归 | 加入 fin |
| edu^f | 0.4990*** (0.0097) | 0.3788*** (0.0097) |
| fin | | 2.2047*** (0.1486) |
| 观测值 | 8705 | 8705 |
| R ² | 0.5343 | 0.6535 |

表 7 稳健性检验(二)

| | (1) | (2) |
|----------------|-----------------------|-----------------------|
| | $rank^c$ | $rank^c$ |
| | 基准回归 | 加入 fin |
| $rank^f$ | 0.4255*** (0.0093) | 0.4257*** (0.0092) |
| fin | | 0.6803*** (0.0432) |
| 观测值 | 8705 | 8705 |
| R ² | 0.6106 | 0.5327 |

(四) 影响机制分析

前文机制分析表明, 金融发展主要通过影响子代的人力资本水平从而对结构流动性产生影响。本文采用 Baron 等^[39]提出的逐步回归法, 在式(9)的基础上构造如下递归方程对中介变量的传导效应进行识别:

首先, 建立模型(18), 检验金融发展对子代的人力资本水平是否存在影响。

$$HC_{ij} = \alpha + \beta_1 FD_{ij} + \beta_2 X_{ij} + v_i + \eta_j + \varepsilon_{ij} \tag{18}$$

本文通过 CFPS 家庭经济库中“过去 12 个月的教育支出”来衡量子代的人力资本投资水平。教育支出水平越高, 子代的人力资本水平越高。 HC_{ij} 表示第 i 个省份、第 j 个序列的子代人力资本水平, 具体取值为第 i 个省份、第 j 个序列中所有家户的子代人力资本水平的平均值。 FD_{ij} 表示第 i 个省份、第 j 个序列的金融规模水平, 其余变量含义与式(9)一致。

回归结果如表 8 第(1)列所示, 金融发展的估计系数为 0.0431, 在 1%水平下通过显著性检验,

说明金融发展显著增加了子代的人力资本水平。

其次,在模型(9)的基础上加入 HC_{ij} ,建立模型(19),考察其对结构流动性的影响,验证中介效应的存在性。

$$M_{ij}^S = \alpha + \beta_1 FD_{ij} + \beta_2 HC_{ij} + \beta_3 X_{ij} + v_i + \eta_j + \varepsilon_{ij} \quad (19)$$

表 8 第(2)列显示了回归结果,变量 HC 的估计系数显著为正,说明子代的人力资本水平促进了教育代际结构流动性,使得结构流动性增加。金融发展增加了子代的人力资本水平,在一定程度上提高了子代的受教育年限,从而改善了结构流动性,假设 2 得到了验证。

(五) 进一步讨论

中国东部地区和中西部地区^①的金融发展水平差距较大,二者之间的绝对差异仍有扩大趋势^[40]。样本数据显示,东部地区金融发展水平^②的平均值(1.372)高于中西部地区(0.652)。同时,东部地区的教育代际结构流动性的平均值为 0.652,与中西部地区存在较大差异。基于上述差异,本文对金融发展影响教育代际结构流动性可能存在的区域异质性表现进行补充讨论。

此处沿用模型(9)进行实证分析,将原样本分为东部地区和中西部地区两组,对其进行对比分析,回归结果如表 9 所示。表 9 中的第(1)列报告了东部地区的回归结果,第(2)列报告了中西部地区的回归结果。结果显示,金融发展的系数在 1% 水平上均显著为正,表明金融发展对金融发展水平较高的东部地区和金融发展水平较低的中西部地区皆起到促进教育代际结构流动性的作用,但金融发展对东部地区的教育代际结构流动性的促进作用提高了 42.19%。由此可见,金融发展对东部地区的教育代际结构流动性有更强的促进作用。

本文借助模型(14)和(15),检验分组回归结果的稳健性。回归结果如表 10 所示。(1)(3)列是式(14)的基准回归结果,(2)(4)列是式(15)的基准回归结果。回归结果表明,金融发展导致东部地区教育代际弹性下降 26.11%,而中西部地区仅下降 15.84%,这证明上述关于区域异质性分析的回归结果是稳健的。

表 8 机制检验结果

| | (1) | (2) |
|--------|-----------------------|----------------------|
| | HC | M^S |
| FD | 0.0431*** (0.0129) | 0.0132** (0.0219) |
| HC | | 0.0415** (0.0336) |
| 控制变量 | 是 | 是 |
| 省份固定效应 | 是 | 是 |
| 序列固定效应 | 是 | 是 |
| 观测值 | 197 | 197 |
| R^2 | 0.1462 | 0.4108 |

表 9 区域异质性分析结果

| | (1) | (2) |
|--------------------|------------------------|------------------------|
| | 东部样本 | 中西部样本 |
| FD | 0.0883*** (0.0321) | 0.0621*** (0.0264) |
| $\ln\text{pergdp}$ | 0.0931*** (0.0325) | 0.0452** (0.0258) |
| eduex | 0.0563* (0.3562) | 0.0125* (0.3376) |
| paredu | -0.0442*** (0.0257) | -0.0254*** (0.0372) |
| Gini_p | -0.1374** (0.0681) | -0.0642 (0.0459) |
| C | 0.5793** (0.0431) | 0.2792** (0.0173) |
| 省份固定效应 | 是 | 是 |
| 序列固定效应 | 是 | 是 |
| 观测值 | 74 | 114 |
| R^2 | 0.6847 | 0.6321 |

① 东部地区包括广东省、辽宁省、河北省、上海市、山东省、浙江省、江苏省、北京市、福建省、天津市 10 个省、直辖市;中部地区包括河南省、山西省、湖南省、黑龙江省、江西省、安徽省、吉林省、湖北省 8 个省;西部地区包括甘肃省、四川省、云南省、贵州省、陕西省、广西壮族自治区、重庆市 7 个省、直辖市、自治区。

② 此处的金融发展指的是金融规模($FD1$)。金融规模($FD1$)、金融效率($FD2$)以及金融相对地位($FD3$)得出的结论类似,考虑到篇幅问题,本文仅讨论金融规模($FD1$)作为金融发展指标的分地区回归结果。

表10 稳健性检验(三)

| | (1) | (2) | (3) | (4) |
|---------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| | 东部样本 | | 中西部样本 | |
| | edu^c 基准回归 | edu^c 加入 fin | edu^c 基准回归 | edu^c 加入 fin |
| edu^f | 0.4221*** (0.0124) | 0.3119*** (0.0135) | 0.5372*** (0.0282) | 0.4521*** (0.0361) |
| fin | | 3.0184*** (0.2032) | | 1.8972*** (0.1745) |
| 观测值 | 74 | 114 | 74 | 114 |
| R^2 | 0.6058 | 0.6175 | 0.5593 | 0.6834 |

六、结论、启示与政策建议

(一) 结论

本文研究了金融发展对教育代际流动性的影响,并将教育代际流动性分解为教育代际结构流动性和教育代际交换流动性,构建金融发展对两者影响的理论框架,分析其作用机制,提出金融发展影响教育代际流动性的相关假说,并利用2018年中国家庭追踪调查(CFPS)数据进行实证检验。实证检验与理论假说基本一致:首先,金融发展对教育代际结构流动性存在显著的促进作用,但对教育代际交换流动性的影响并不显著。因此,金融发展对教育代际流动性的正向影响主要来自其对教育代际结构流动性的正向促进作用。其次,金融发展对教育代际结构流动性的影响存在区域异质性,相较于中西部地区,金融发展对金融发展水平较高、信贷市场较为成熟的东部地区的教育代际结构流动性有更强的促进作用。最后,金融发展主要通过影响子代的人力资本水平对结构流动性产生影响。

(二) 启示与政策建议

基于以上结论,本文得出以下启示并提出相应政策建议。

第一,在金融发展影响教育代际流动性的研究中,有必要将教育代际流动性分解成教育代际结构流动性和教育代际交换流动性分别探讨。相较于教育结构流动性,当教育交换流动性越大时,个体的经济结果受到家庭环境影响的程度越小,越由个体自身的努力决定,即社会所追求的机会均等性。因而,在制定相关金融政策来改善教育代际流动性时,要更加关注该项政策是否对教育代际交换流动性有显著的促进作用。

第二,推动金融发展,缓解家庭信贷约束,促进教育代际结构流动性。理论与实证研究皆表明金融发展对结构流动性具有显著的正向效应,因此,为促进教育结构流动性,各地区应继续推动金融发展水平的提高。具体来说,可以从以下三点着手:(1)发展地区银行,增设ATM终端和金融网点。这些举措都可以显著提高信贷产品对于家庭的可及性,从而有效缓解家庭信贷约束。有研究显示万人银行网点数每增加一个,家庭受到信贷约束的概率下降3.7%^[41]。(2)建设普惠金融体系,鼓励大中型商业银行设立普惠金融事业部。普惠金融具有潜在的变革力量,可以为个人提供更多的资源,从而对缓解家庭信贷约束具有重要的现实意义。(3)大力发展互联网金融,融合互联网技术与家庭信贷,鼓励金融机构运用大数据分析等技术,创新信贷产品,降低信息不对称。互联网金融可以借助技术优势,增加信贷产品供给,释放家庭信贷需求,缓解需求型信贷约束,同时也可以有效解决不同环节中的信息不对称,缓解供给型信贷约束,进而改善家庭信贷约束状况。

第三,制定精准措施使受教育程度低的群体成为特殊政策的受益群体,发挥金融发展对教育代际交换流动性的促进作用。我国金融发展水平对子代教育的相对位置变动影响不显著,说明目前的金融政策仍存在改善空间。虽然研究表明当前的金融发展会增加家庭的教育投资^[42],使子代人力资本水平有显著的提高,然而对社会更关心的教育机会均等性并没有显著影响。制定精准的金融发展政策,使受教育程度低的群体有机会跨越现有阶层同样是社会追求的目标。具体来说,各地区可

以为受教育程度低的家庭建立教育储蓄账户,进行直接的现金补贴,使其子代人力资本水平有显著提高,从而有机会跨越阶层。

第四,在重视提高金融发展水平的同时,政府要尽可能为居民享有更多教育机会提供良好环境。金融发展主要通过影响子代的人力资本水平进而对结构流动性产生影响,而政府外生提供的教育机会将直接影响子代的人力资本积累状况,因而在大力促进地区金融发展的同时,政府要提供更多的教育机会。这主要涉及基础教育的普及、高等学历的提升以及对现有非技能人才的培训。在确保每位适龄儿童九年义务教育的基础上,政府可以考虑增加义务教育年限;对于高等学历的提升,政府可以增加公民获得高学历的途径,在优化教育结构的基础上,扩大高等教育规模;对于非技能人才的培训,政府有必要加大对非技能劳动力培训市场的监管;除了政府免费提供的培训,还可以与企业等联合,开展多种形式的技能培训,积极发挥市场的配置作用。

[参 考 文 献]

- [1] 余秀兰,韩燕. 寒门如何出“贵子”——基于文化资本视角的阶层突破[J]. 高等教育研究,2018,39(2): 8-16.
- [2] 刘楠楠,段义德. 财政支出对教育代际流动性的影响[J]. 财经科学,2017(9): 35-45.
- [3] HERTZ T, JAYASUNDERA T, PIRAINO P, et al. The Inheritance of Educational Inequality: International Comparisons and Fifty-Year Trends[J]. Working Papers, 2007, 7(2): 1935-1682+1775.
- [4] 林莞娟,张戈. 教育的代际流动:来自中国学制改革的证据[J]. 北京师范大学学报(社会科学版),2015(2): 118-129.
- [5] 赵红霞,高永超. 教育公平视角下我国教育代际流动及其影响因素研究[J]. 教育研究与实验,2016(1): 28-32.
- [6] 张彤进,万广华. 家庭金融市场参与能改善教育的代际流动性吗? [J]. 经济评论,2019(3): 74-88.
- [7] 李修彪,黄乾. 中国教育代际流动程度的测算:基于CGSS的实证[J]. 统计与决策,2020,36(18): 46-49.
- [8] 李任玉,陈悉榕,甘犁. 代际流动性趋势及其分解:增长、排序与离散效应[J]. 经济研究,2017,52(9): 165-181.
- [9] BECKER G S, TOMES N. Human Capital and the Rise and Fall of Families[J]. Journal of Labor Economics, 1986, 4(3): 1-39.
- [10] HECKERMAN J J, MOSSO S. The Economics of Human Development and Social Mobility[J]. Annual Review of Economics, 2014, 6(1): 689-733.
- [11] 尹志超,张号栋. 金融可及性、互联网金融和家庭信贷约束——基于CHFS数据的实证研究[J]. 金融研究,2018(11): 188-206.
- [12] 周利,廖婧琳,张浩. 数字普惠金融、信贷可得性与居民贫困减缓——来自中国家庭调查的微观证据[J]. 经济科学,2021(1): 145-157.
- [13] DRIVER E D. Caste and Occupational Structure in Central India[J]. Social Forces, 1962, 41(1): 26-31.
- [14] CHOUDHARY A, SINGH A. Do Indian Daughters Shadow Their Mothers? A Case of Intergenerational Educational Mobility among Women[J]. International Journal of Social Economics, 2019, 46(9): 1095-1118.
- [15] 罗楚亮,刘晓霞. 教育扩张与教育的代际流动性[J]. 中国社会科学,2018(2): 121-140+207.
- [16] 吕炜,郭曼曼,王伟同. 教育机会公平与居民社会信任:城市教育代际流动的实证测度与微观证据[J]. 中国工业经济,2020(2): 80-99.
- [17] EMRAN M S, FERREIRA F, JIANG Y, et al. Occupational Dualism and Intergenerational Educational Mobility in the Rural Economy: Evidence from China and India[J]. The Journal of Economic Inequality, 2023, 21(3): 743-773.
- [18] FIELDS G S, OK E A. The Meaning and Measurement of Income Mobility[J]. Journal of Economic Theory, 1996, 71(2): 349-377.
- [19] KERM P V. What Lies behind Income Mobility? Reranking and Distributional Change in Belgium, Western Germany and the USA[J]. Economica, 2004, 71(281): 223-239.
- [20] LANCE J L, ALEXANDER M-N. The Nature of Credit Constraints and Human Capital[J]. American Economic Review, 2011, 101(6): 2487-2529.
- [21] LEVINE R, RUBINSTEIN Y. Liberty for More: Finance and Educational Opportunities[R]. NBER Working Paper No.19380, 2013.
- [22] REILLY P A. The Effects of Credit on High School Graduation: Evidence from U.S. Bank Branching Deregulation[J]. The Quarterly Review of Economics and Finance, 2020, 75(C): 109-119.
- [23] 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),2015,14(1): 65-82.
- [24] KEANE M P, WOLPIN K I. The Effect of Parental Transfers and Borrowing Constraints on Educational Attainment[J]. International Economic Review, 2001, 42(4): 1051-1103.
- [25] STINEBRICKNER R, STINEBRICKNER T. The Effect of Credit Constraints on the College Drop-Out Decision: A Direct Approach Using a New Panel Study[J]. American Economic Review, 2008, 98(5): 2163-2184.
- [26] WINTER C. Accounting for the Changing Role of Family Income in Determining College Entry[J]. The Scandinavian Journal of Econom-

- ics,2014,116(4): 909-963.
- [27] BECKER G S,KOMINERS S D,MURPHY K M, et al. A Theory of Intergenerational Mobility[J]. *Journal of Political Economy*,2018, 126(S1): 7-25.
- [28] CAUCYTT E M,KUMAR K B. Higher Education Subsidies and Heterogeneity: A Dynamic Analysis[J]. *Journal of Economic Dynamics and Control*,2003,27(8): 1459-1502.
- [29] LEE C-I,SOLON G. Trends in Intergenerational Income Mobility[J]. *Review of Economics and Statistics*,2006,91(4): 766-772.
- [30] LEFRANC A, Intergenerational Earnings Persistence and Economic Inequality in the Long Run: Evidence from French Cohorts, 1931-75[J]. *Economica*,2018, 85(1): 808-845.
- [31] ANNALISA R. Financial Development and Intergenerational Education Mobility[J]. *Review of Development Finance*,2018,8(1): 25-37.
- [32] MARKANDYA A. The Welfare Measurement of Changes in Economic Mobility[J]. *Economica*,1984,51(204): 457-471.
- [33] 罗煜,何青,薛畅. 地区执法水平对中国区域金融发展的影响[J]. *经济研究*,2016,51(7): 118-131.
- [34] 张夏. 汇率波动、地区金融发展对企业创新的影响[J]. *世界经济研究*,2017(12): 104-117+134.
- [35] 李巍,蔡纯. 地区金融发展协同性与国内就业状况的改善——中西部金融发展优先次序的再思考[J]. *世界经济研究*,2013(12): 67-71+86.
- [36] 杨继梅,马洁,齐绍洲. 金融开放对经济增长的门槛效应:基于不同维度金融发展的视角[J]. *世界经济研究*,2020(8): 17-30.
- [37] HASSLER J,MORA J V R,ZEIRA J. Inequality and Mobility[J]. *Journal of Economic Growth*,2007,12(3): 235-259.
- [38] ERIKSSON T,BRATSBERG B,RAAUM O. Earnings Persistence across Generation: Transmission Through Health[R]. Memorandum (University of Oslo, Norway),2005.
- [39] BARON R M,KENNY D A. The Moderator-Mediator Variable Distinction in Social Psychological Research: Conceptual, Strategic and Statistical Considerations[J]. *Journal of Personality and Social Psychology*, 1986, 51(6): 1173-1182.
- [40] 魏兰叶. 收入水平、人口流动与房价波动——基于省级面板数据的IV-2SLS估计[J]. *统计与信息论坛*,2019,34(1): 94-100.
- [41] 吴雨,彭嫦燕,秦芳. 地区银行发展对家庭正规信贷约束缓解的不均衡影响——基于中国家庭金融调查数据的实证研究[J]. *经济评论*,2018(2): 119-132.
- [42] 陈怡,陈芳. 数字普惠金融对我国家庭多维相对贫困的影响——基于CFPS数据的分析[J]. *金融教育研究*,2023,36(2): 13-27.

(责任编辑 余敏)