

DOI: 10.19361/j.er.2019.03.06

家庭金融市场参与 能改善教育的代际流动性吗？

张彤进 万广华*

摘要：随着越来越多的家庭参与到金融市场，金融是否能够弱化教育代际传递效应，从而改善教育的代际流动性？本文通过构建两期代际交叠模型，分析了家庭金融市场参与对教育代际流动性的影响，并基于中国家庭金融调查数据检验了理论模型的预测。结果表明，家庭金融市场参与显著降低了父代对子代教育的影响，教育代际流动性能够得到明显改善；并且，将家庭金融市场参与进一步分为金融资产和金融负债两个维度，发现持有金融负债对于提升教育代际流动性有更为重要的作用。这一系列的发现在考虑内生性、分样本回归、改变变量度量方式等情况下仍然稳健。据此，本文建议应积极推动普惠金融的发展，持续扩大金融服务的覆盖率和可获得性，并加强金融知识的普及与宣传。与此同时，全社会应为个体提供更多的教育机会。

关键词：教育代际流动性；教育机会；金融市场参与；普惠金融；地区差异

一、引言

党的十九大报告指出，“要优先发展教育事业，努力让每个孩子都能享有公平而有质量的教育”。据《全国教育事业发展统计公报》统计，我国初中升高中的毛入学率已经由2003年的43.8%上升到2017年的88.3%，高等教育毛入学率由2003年的17%上升到2017年的45.7%。可见，我国教育水平在不断提升。然而，伴随着收入不均等的扩大，以及家庭环境对子女教育产生的重要影响，教育发展不平衡问题也逐渐凸显，如重点大学农村生源比例偏低，寒门子弟入学机会少、入学难等。这不禁让人们担忧，如果子代无法获得平等的教育机会，“寒门再难出贵子”，贫困很可能被一代代延续下去。那么，如何能够提高子女教育水平，促进教育的代际流动^①，进而实现社会阶层的向上跨越呢？

* 张彤进，天津商业大学经济学院，邮政编码：300134，电子信箱：zhang_tongjin@126.com；万广华，复旦大学世界经济研究所，邮政编码：200433，电子信箱：gwan@adbi.org。

本文感谢国家自然科学基金重点项目“新时期扶贫开发理论与政策研究”（项目编号：71833003）、天津市哲学社会科学青年项目“促进天津市经济高质量发展的金融支持政策研究”（项目编号：TJYJQN18-004）、国家自然科学基金重点项目“我国小城镇的转型发展与治理研究”（项目编号：71834005）、国家自然科学基金青年项目“基于福利函数的贫困识别、度量和应用研究”（项目编号：71703088）、上海市浦江人才计划“解析中国收入差距的下降：理论分析和实证证据”（项目编号：17PJJC045）的资助。感谢匿名审稿专家提出的宝贵修改意见，文责自负。

^① 教育的代际流动指的是社会中子代与父代在教育水平之间的相关性，教育代际流动性强表明代际之间教育的相关性较弱。

对于低收入家庭而言,无法负担高昂的教育成本是子代不能接受教育的一个原因。Piketty(2000)、Carneiro 和 Heckman(2002)、Yang 和 Qiu(2016)等为代表的研究就发现,信贷约束会显著影响子女受教育程度,并且是子女教育回报率低的重要原因。可见,金融支持在教育获得方面发挥着重要作用。然而,现有文献多集中在信贷约束对子女教育的影响研究,只有少数文献进一步考察了金融约束对教育代际流动性的影响(李力行、周广肃,2014),但是并未对金融市场作用进行更全面的探讨。因为,广义上讲,信贷只是金融服务的一部分,金融市场还能够为人们提供存款以及股票等有价值证券投资服务,而家庭是否获得这些金融服务均会影响教育投资决策,进而对教育的代际流动产生影响。

基于此,本文在现有文献基础上,除了考虑信贷这一金融负债,还考虑存款、股票、外汇、黄金等金融资产,全面考察家庭金融市场参与与教育代际流动性的关系,以了解家庭是否可以通过接触更多的金融服务提升教育的代际流动,从而改变后代命运。研究结果表明,家庭金融市场参与能够降低教育的代际传递,显著改善教育代际流动性;进一步将家庭金融市场参与分为金融资产和金融负债两个维度,发现不仅金融负债,家庭持有金融资产也会对教育代际流动产生积极影响。因为,配置金融资产有助于家庭平滑消费、获得投资收益、抵御经济风险,进而间接促进教育投资。但是,金融负债的作用仍然更加显著,该结论也印证了李力行和周广肃(2014)的分析。研究结果有利于我们从金融层面制定改善社会代际流动性的公共政策。

本文余下部分结构安排如下:第二部分为文献综述,第三部分为理论框架构建,第四部分为模型构建与数据分析,第五部分为实证结果,第六部分为稳健性检验,第七部分总结全文并提出政策建议。

二、文献综述

目前,直接研究金融与教育代际流动性的文献并不多,相关研究主要集中在教育代际流动性及其测度,信贷约束对子代教育获得的影响两个方面。

第一类是教育代际流动性及其测度研究。学者利用微观数据,对父母教育与子代教育获得的内在关联性展开实证分析。Björklund 和 Salvanes(2011)、杨娟和何婷婷(2015)认为亲生父母的教育水平对于其后代的教育获得起到关键作用。尤其是那些受过良好教育,并且拥有较高社会经济地位的父母,会更加努力为后代提供高质量的教育资源(Hertz et al., 2008; Plug, 2004; Björklund et al., 2006; 魏晓艳, 2017)。关于教育代际流动性的测度,Chen 等(2015)、李任玉等(2017)基于回归模型以及 Fields-Ok 指数流动性估计方法,估算了我国代际教育流动总体趋势。结果发现,中国的代际流动性呈倒“U”型,并且主要是由总体上教育时间变动趋势引起的代际间增长流动所导致的。罗楚亮和刘晓霞(2018)则通过构建转换矩阵,使用惯性率、亚惯性率、向上流动率以及向下流动率四个指标衡量教育流动性,深入分析了子女与父母受教育程度之间流动性状况,并认为父母与子女的教育流动性同时包含结构流动和循环流动两种因素的影响。

第二类文献探讨了信贷约束对子女教育的影响。Becker 和 Tomes(1979)在研究不均等与收入代际流动性的关系时,就发现低收入家庭的代际流动性差是因为这些家庭的金融可得性较差。之后,越来越多的研究开始关注金融约束对教育代际流动性的影响。Piketty(2000)提出,信贷约束不利于低收入家庭子女教育回报率的提升。Carneiro 和 Heckman

(2002)通过对美国家庭收入与子女大学入学率数据的分析,结果发现百分之八的美国青少年由于受到金融流动性约束而无法继续高等教育学习。得到类似结果的还有 Loury(1981)、Lochner 和 Monge-Naranjo(2011),等等。Yang 和 Qiu(2016)通过构建四期代际交叠模型,理论证明了在孩子教育上的前期投资是富裕家庭子女人力资本更高的原因,并认为直接给贫困家庭教育补贴是消除其预算约束最见效的方式。那么,如果放松家庭金融约束会给子女教育带来多少好处呢? Dahl 和 Lochner(2012)通过考察美国的收入支持计划(EITC),实证评估了家庭收入变动对子代学习数学和阅读能力的影响。结果发现,向家庭多提供1 000美元的信贷支持,子女的数学与阅读能力可以提高6%。在对中国的研究中,李力行和周广肃(2014)利用2011年CHARLS和2008年CGSS数据实证研究发现,借贷约束显著增加了教育的代际传递弹性,降低了社会流动性水平。申广军等(2015)利用2010年CFPS数据实证考察了金融发展程度对个体教育回报率的影响。结果发现,金融发展程度较高的地区享有较高的教育回报率。在使用不同的金融发展程度指标、排除样本选择问题后,结论依然稳健。

还有一些学者提出,信贷约束对教育代际流动的影响并不明显。Alfonso(2009)、Winter(2014)对拉丁美洲国家以及美国的研究均表明,当考虑到长期家庭变量时,信贷约束对教育代际传递的影响会降低甚至消失。Keane 和 Wolpin(2001)构建了教育行为动态结构模型,并运用1979年美国国家青少年纵向调查数据研究了金融约束对子代教育的影响。结果发现,借款约束几乎对教育回报率没有任何影响。R.Stinebrickner 和 T.Stinebrickner(2007)的研究也得出类似结论。

综上所述,学界针对教育代际流动性测度以及金融约束对子代教育影响进行了有益探讨,然而绝大多数文献仅关注了家庭信贷约束的作用,对金融服务的其他方面研究较少。为此,本文将从金融负债和金融资产两个维度,更加全面的考察家庭金融市场参与与教育代际流动性的关系。

三、理论模型

我们运用两期代际交叠模型对家庭金融参与与教育代际流动性的关系进行分析。首先提出三点前提假设。

前提假设1:在一个开放式的经济体,共有两个生产部门。一个是技术生产部门,另一个是非技术生产部门。两个生产部门之间存在劳动力流动障碍,因此劳动力从非技术部门转移至技术部门需要成本,本文只考虑教育成本。

前提假设2:技术部门的全要素生产率大于非技术部门的全要素生产率。全要素生产率是外生变量。产品市场完全竞争。

前提假设3:为了简化分析,假设时间是离散的,每个人生存两期。每个个体的初期财富不同。个体会根据各自效用最大化选择是否进行教育投资,劳动力市场是竞争性市场并且任何时刻都是出清的。

(一) 生产部门

没有进行过教育投资的个体,人力资本水平较低,在非技术生产部门从事技术含量低的生产活动,属于非技术劳动力;进行过教育投资的个体,人力资本水平较高,在技术生产部门从事技术含量较高的生产活动,属于技术劳动力。借鉴 Eicher 等(2009)的研究,全社会最终

产品 Y 是技术部门产品 Y_s 与非技术部门产品 Y_u 之和。技术部门和非技术部门的生产函数分别为:

$$Y_j = K_j^\alpha (A_j \delta L_j)^{1-\alpha}, 0 < \alpha < 1 \quad (1)$$

(1)式中: $j=s, n$, 其中 s 表示技术部门, n 表示非技术部门。 K_j 是 j 部门的物质资本存量, L_j 是 j 部门劳动力, A_j 是 j 部门的全要素生产率。 δ 是劳动力金融市场参与程度, δL_j 为 j 部门提供的有效劳动力, 也即人力资本。因为, 产量不只受到劳动力数量的影响, 还应该与劳动力的质量(人力资本量)有关。而劳动力质量与教育有关, 是否可以获得教育又与金融参与程度有重要关系: 劳动力能够通过金融市场配置金融资产以及产生金融负债, 从而影响个体教育决策。所以, 劳动力质量(人力资本量)是金融市场参与和劳动力数量的函数。故本文在生产函数中引入 δL 。

假设金融市场上的利率水平为 r , 对于技术部门或者是非技术部门而言, 当企业的资本回报率大于等于金融市场利率, 才会选择借款购置物质资本进行生产。因此, 当资本回报率与金融市场利率水平相等时, 决定了经济均衡时生产部门的人均资本量 k_j :

$$k_j = A_j \delta \left(\frac{\alpha}{r} \right)^{\frac{1}{1-\alpha}} \quad (2)$$

对式(1)中 L 求偏导, 令 $\gamma_j = (1-\alpha) A_j \left(\frac{\alpha}{r} \right)^{\frac{\alpha}{1-\alpha}}$, 则有工资收入 w_j :

$$w_j = \gamma_j \delta \quad (3)$$

(二) 个体效用

假设每个个体都生活两期。在第一期 t , 个体获得父代遗赠, 并决定是否要投资教育, 然后根据自己的人力资本情况选择不同的技能岗位, 在第一期结束时生育下一代。在第二期 $t+1$, 个体不再从事劳动而是将上一期获得的收入进行分配, 一部分用来个人消费、另一部分赠予下一代。因此, 一个人的效用源于两个部分, 一部分源自于个体在 $t+1$ 期的消费, 还有一部分源自对下一代的赠予。个体的直接效用函数为:

$$U_{i,t+1} = \ln c_{i,t+1} + \ln b_{i,t+1} \quad (4)$$

$$\text{s.t. } c_{i,t+1} + \frac{b_{i,t+1}}{1+r} = y_{i,t} \quad (5)$$

(4)、(5)式中: $i=e, u$, e 表示投资教育的个体, u 表示没有投资教育的个体。 $U_{i,t+1}$ 表示个体 i 在 $t+1$ 期的效用水平, $c_{i,t+1}$ 表示个体 i 在 $t+1$ 期的消费水平, $b_{i,t+1}$ 表示个体 i 在 $t+1$ 期赠予后代的财富水平。 r 为金融市场利率水平, $y_{i,t}$ 表示个体 i 在 t 期末的收入水平。为使个体效用最大化, 得:

$$c_{i,t+1} = \frac{1}{2} y_{i,t} \quad (6)$$

$$b_{i,t+1} = \left(\frac{1+r}{2} \right) y_{i,t} \quad (7)$$

当投资教育获得的效用大于不进行教育投资获得的效用时, 个体决定在 t 期进行教育投资。因此有 $y_{e,t} > y_{u,t}$ 时, 个体会选择进行教育投资。但是必要前提假设是, 其从父母获得的遗赠要大于教育投入成本。我们假设父母遗赠为 $b_{i,t}$, 教育投入成本为 h , 则有 $b_{i,t} > h$ 。

另外, 投资教育后的个体在第 t 期末的收入水平 $y_{e,t}$ 为 $w_{e,t} + (1+r)(b_{e,t} - h)$, 没有投资

教育的个体在第 t 期末的收入水平 $y_{u,t}$ 为 $w_{u,t} + (1+r)b_{u,t}$ 。其中, $w_{e,t}$ 表示 t 期投资教育后, 人力资本提升, 成为技能劳动力的工资收入; $w_{u,t}$ 表示 t 期没有投资教育, 成为非技能劳动力的工资收入。 $(1+r)(b_{e,t}-h)$ 表示个体投资教育后的剩余财富投资于金融市场赚取利息。 $(1+r)b_{u,t}$ 表示个体没有进行教育投资, 直接将赠予投资于金融市场。将个体收入水平代入不等式 $y_{e,t} > y_{u,t}$, 得到:

$$\delta_t > \frac{(1+r)h}{\gamma_{e,t} - \gamma_{u,t}} \quad (8)$$

当满足公式(8)时, 个体才愿意投资教育。

接下来, 我们分析代际财富赠予过程, 假设最初的财富分配存在不均等, 即 $b_{u,0} < h < b_{e,0}$, 这也符合实际情况。

在第 $t+1$ 期, 有:

1. 对于初始财富 $b_t \geq h$ 的个体, 其遗赠给下一代的财富为:

$$b_{e,t+1} = \left(\frac{1+r}{2} \right) [w_{e,t} + (1+r)(b_{e,t}-h)] \quad (9)$$

赠予的财富最终会收敛于稳态 $b_{e,t+1} = b_{e,t} = \bar{b}_e$:

$$\bar{b}_e = \frac{(1+r)\gamma_e\delta - (1+r)^2h}{[2 - (1+r)^2]} \quad (10)$$

因此, 对于初始财富 $b_t \geq h$ 的个体, 其后代都将是技能劳动力。

2. 对于初始财富 $b_t < h$ 的个体, 其遗赠给下一代的财富为:

$$b_{u,t+1} = \left(\frac{1+r}{2} \right) [w_{u,t} + (1+r)b_{u,t}] \quad (11)$$

赠予的财富最终会收敛于稳态 $b_{u,t+1} = b_{u,t} = \bar{b}_u$:

$$\bar{b}_u = \frac{(1+r)\gamma_u\delta}{[2 - (1+r)^2]} \quad (12)$$

因此, 对于初始财富 $b_t < h$ 的个体, 其后代仍然是非技能劳动力。如图 1 所示。

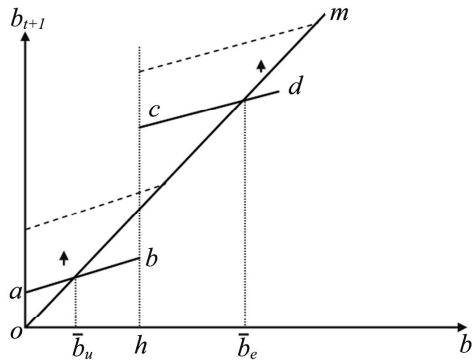


图 1 代际财富赠予的动态模型

图 1 中, 横坐标是 t 期个体初始财富, 纵坐标是 $t+1$ 期子代继承的财富; om 是 45 度线; ab 是财富 $b_t < h$ 的个体代际财富赠予函数, 即公式(12); cd 是财富 $b_t \geq h$ 的个体代际财富赠予函数, 即公式(10)。

以上财富分配的均衡实现需要劳动力金融市场参与程度 δ 满足 $\bar{b}_u(\delta) < h \leq \bar{b}_e(\delta)$, 根据公式(8)、(10)、(12), 有:

$$\frac{(1+r)h}{\gamma_e - \gamma_u} < \delta < \frac{[2 - (1+r)^2]h}{(1+r)\gamma_u} \quad (13)$$

因此,公式(13)表明,当劳动力金融市场参与程度 $\delta \leq \frac{(1+r)h}{\gamma_e - \gamma_u}$ 时,教育回报率很低,没有人会选择投资教育;当金融市场参与程度 $\delta \geq \frac{[2 - (1+r)^2]h}{(1+r)\gamma_u}$ 时,即使父代教育水平较低(非技能劳动力),其后代也有能力通过金融渠道投资教育、提升个人人力资本水平,成为技能劳动力。所以,父代对子代教育的影响减弱。具体见图1。随着金融市场参与程度 δ 不断提高,代际财富赠予函数会向上移动,初始财富值 $b_i < h$ 的个体代际财富赠予的稳态,最终会收敛到大于 h 的位置。而达到这个均衡的时间取决于父代教育水平、家庭参与金融市场的深度以及子代获得遗赠的初始财富值。但长期来看,金融市场参与的加深会促使非技能劳动力后代投资教育,教育代际流动性会显著提升,最终所有劳动力都会成为技能劳动力。

四、模型设定与数据

(一) 模型设定与估计方法

根据理论分析,家庭金融市场参与能够影响教育代际流动性。借鉴李力行和周广肃(2014)、杨娟和周青(2013)等的研究,本文使用普通最小二乘法(OLS),选取父亲与子代相关变量对“父代-子女”教育代际流动性进行研究,回归方程设定为如下形式:

$$Cedun_i = \alpha_1 + \beta_1 Fedun_i + \beta_2 Fin_i \times Fedun_i + \beta_3 Fin_i + X_i + \mu + \varepsilon \quad (14)$$

(14)式中:下标 i 表示第 i 个家庭样本, $Cedun_i$ 表示第 i 个家庭子代受教育年限。 $Fedun_i$ 表示第 i 个家庭父亲受教育年限, β_1 表示父亲教育对子代教育的影响,系数越大,说明子代与父亲在教育水平方面相关性越大,教育代际流动性就越小。 Fin_i 表示第 i 个家庭金融市场参与程度。 $Fin_i \times Fedun_i$ 是本文重点考察的变量,如果交互项估计系数为负,则表明家庭金融市场参与能够降低父亲教育对子代教育的影响,因此家庭金融市场参与改善了教育代际流动性。 X_i 表示家庭及个人特征变量,包括家庭净资产、子代的性别、父亲年龄、子代年龄、父亲是否为党员、父亲婚姻状况、父亲是否为农业户口。考虑到经济发展水平的地区差异,我们均加入了省份虚拟变量 μ 加以控制。 ε 为误差项。

(二) 数据来源与指标选取

本文使用的数据来自西南财经大学中国家庭金融调查与研究中心于2011年在全国范围内开展的中国家庭金融调查(China Household Finance Survey, CHFS)。该项目旨在收集有关家庭金融微观层次的相关信息,主要内容有:家庭金融资产与负债情况、信贷约束情况、收入水平、就业以及家庭个人的人口特征。2011年第一轮调查的样本分布在全国25个省(市、区),80个县,320个村(居)委会。为了保证样本的随机性和代表性,CHFS的整体抽样方案采用了分层、三阶段与规模度量成比例(PPS)的抽样设计。本文对2011年CHNS原始数据进行了如下处理:首先将家庭样本数据库、个人样本数据库,通过家庭编号、个体在家庭中的身份进行匹配,得到父亲与子代的配对数据并合并,最终得到孩子和父亲的相关信息数据样本。其次,本文主要考察家庭金融市场参与对教育代际流动性的影响,故从数据样本中选取了子代与父亲的受教育年限、年龄、家庭金融资产和金融负债获得情况、家庭净资产等重要变量。由于如果孩子年龄小于16岁,无法确定最终的教育程度,故我们选择子代年龄

大于等于 16 岁的家庭样本。最终得到 4 538 个配对样本组。接下来我们分别就被解释变量、解释变量、其他控制变量进行说明。

模型的被解释变量是子代受教育年限,我们用子代受教育年限衡量。模型的关键解释变量是父亲受教育年限、家庭金融市场参与以及二者的交互项。根据尹志超等(2015)的研究,家庭在金融市场上的参与可以分为资产和负债两个维度。资产维度包括家庭参与股票、债券、基金、理财产品、衍生品等市场,负债维度包括家庭参与正规信贷市场。因此,为了衡量家庭金融市场参与程度,我们设定参与其中一类金融市场记为 1,参与两类金融市场记为 2,依此类推。参与的金融子市场越多,就表明家庭金融市场参与程度越深。受 CHFS2011 数据可得性限制,本文最终研究的金融资产包括无风险资产和风险资产,分别是活期存款、定期存款、股票、外汇、黄金。金融负债包括教育贷款以及信用卡使用情况。参照以往文献(卢盛峰等,2015;邹薇、郑浩,2014;李力行、周广肃,2014;刘小鸽、司海平,2017),本文选取的控制变量主要分为两类,一类是个体特征变量,包括子代性别、子代年龄、父亲年龄、父亲是否为党员、父亲是否为农业户口;另一类是家庭特征变量,包括家庭净资产、父亲婚姻状况。本文定义的家庭净资产主要包括:房屋净值、车辆净值、现金(现金+股票账户中的现金)、活期存款、定期存款、股票、基金加总后的财富净值。表 1 列出了主要变量的描述性统计结果。

表 1 变量定义及统计描述

变量	变量描述	观察值	均值	标准差	最小值	最大值
<i>Cedun</i>	子代受教育年限	4 538	11.381	3.458	0	23
<i>Fedun</i>	父亲受教育年限	4 538	8.765	3.546	0	23
<i>Fin</i>	家庭金融市场参与	4 538	0.848	0.853	0	5
<i>lnwealth</i>	家庭净资产的对数值	4 538	11.709	1.698	3.689	16.171
<i>Male</i>	子代是男性取值 1,女性取值 0	4 538	0.639	0.480	0	1
<i>Fage</i>	父亲年龄	4 538	52.293	8.745	32	88
<i>Cage</i>	子代年龄	4 538	24.905	7.130	16	59
<i>Party</i>	父亲是党员取值 1,否则取值 0	4 538	0.151	0.358	0	1
<i>Marriage</i>	父亲已婚取值 1,否则取值 0	4 538	0.969	0.173	0	1
<i>Fhukou</i>	父亲是农业户口记为 1,否则为 0	4 538	0.671	0.470	0	1

五、实证结果

(一) 家庭金融市场参与与教育代际流动性的基准回归

本文首先用 OLS 估计方法,以子代受教育年限为被解释变量,父亲受教育年限、家庭金融市场参与、家庭金融市场参与与父亲受教育年限的交互项为关键解释变量,对模型(14)进行估计,结果报告在表 2。

我们对表 2 第(2)列进行分析,结果显示,父亲受教育年限的估计系数在 1%的显著性水平上显著为正。当父亲受教育年限提升一个单位,子代受教育年限提升 0.25%。可以看出我国教育代际流动性较低,教育代际传递效应还是比较明显的,这与李力行和周广肃(2014)、魏晓艳(2017)、Hertz 等(2008)、林莞娟和张戈(2015)等的研究结果相一致。但是家庭金融市场参与与父亲受教育年限交互项显著为负,这说明家庭参与到金融市场会显著降低父亲对子代教育的影响,教育代际流动性会增强。具体地,父亲受教育年限每增加一年,参与到金融市场的家庭子女教育受父亲影响比没有参与金融市场的家庭小 0.04%。另

外,金融市场参与的估计系数在1%的显著性水平下均显著为正,说明家庭参与金融市场的行为本身就有助于提高子代的教育水平。

其他控制变量中,我们发现,家庭净资产对子代受教育年限的影响在1%的显著性水平上显著为正,说明家庭财富对子女教育获得有明显的积极影响。子代的性别对其受教育年限的影响在1%的显著性水平上显著为负,说明男性接受教育程度低于女性。这可能是因为相较于女性,男性更急于步入社会工作,养家糊口。另外,就业市场存在女性歧视,为了更好的就业,女性可能会选择学习深造,增加就业机会。父亲是党员对子代受教育年限在5%的水平上有显著的正向影响,这可能是因为父亲的党员身份可以为子女获得额外的社会资本,因此子女能够获得更多优质的教育资源。父亲婚姻对子代受教育年限也具有正向影响,说明家庭是否拥有正常的婚姻对子女的教育获得具有重要作用,这也一定程度上反映了好的原生家庭对子女成长的重要性。另外,父亲是农业户口的子女教育水平要显著低于父亲是城镇户口的子女,这说明城乡教育资源不均等确实对农民子女教育造成了不利影响。

表2 家庭金融市场参与对教育代际流动性影响的回归结果

变量	OLS		2SLS	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Fedun</i>	0.3344 *** (0.02)	0.2429 *** (0.02)	0.3962 *** (0.06)	0.3088 *** (0.06)
<i>Fin</i> × <i>Fedun</i>	-0.0335 ** (0.01)	-0.0417 *** (0.01)	-0.1142 * (0.07)	-0.1498 ** (0.07)
<i>Fin</i>	0.8854 *** (5.83)	0.8460 *** (0.14)	2.1266 ** (1.08)	2.6707 ** (1.15)
<i>lnwealth</i>	0.1762 *** (5.05)	0.1540 *** (0.03)	0.1582 * (0.09)	0.0593 (0.08)
<i>Male</i>		-0.4450 *** (0.09)		-0.4095 *** (0.10)
<i>Fage</i>		-0.0136 (0.01)		-0.0033 (0.01)
<i>Cage</i>		-0.0480 *** (0.01)		-0.0545 *** (0.01)
<i>Party</i>		0.3038 ** (0.13)		0.2624 * (0.16)
<i>Marriage</i>		1.0011 *** (0.26)		1.0208 *** (0.26)
<i>Fhukou</i>		-1.4059 *** (0.12)		-1.2805 *** (0.18)
<i>C</i>	6.9632 *** (0.55)	10.0320 *** (0.72)	5.2069 *** (0.83)	9.3380 *** (0.86)
省份效应	控制	控制	控制	控制
观察值	4 538	4 538	4 538	4 538
伪 R^2	0.198	0.278	0.184	0.240

注:括号内为稳健标准误。***、**、* 分别代表1%、5%、10%的显著性水平(下同)。

考虑到金融市场参与可能存在的内生性问题,我们用家庭的风险态度作为工具变量对公式(14)进行了重新估计。CHFS 中有一个问题“如果您有一笔资产,您愿意选择哪种投资项目?”,受访者在“不愿意承担任何风险”,“略低风险、略低回报的项目”,“平均风险,平均回报的项目”,“略高风险、略高回报的项目”,“高风险、高回报的项目”五个选项中作出回答,并分别赋值1-5。我们以此作为衡量家庭风险态度的指标。表2第(3)和(4)列报告了使用工具变量法的回归结果,并且同样控制了省份哑变量。使用工具变量解决内生性后,可

以看出,在表2第(4)列估计中,父亲受教育年限、庭金融市场参与、以及二者交互项估计系数仍旧显著且符号不变,实证结果依然稳健,但系数(或其绝对值)都远大于OLS估计量。因此,内生性的存在使OLS估计量低估了家庭金融市场参与对教育代际流动性的影响。

(二) 家庭金融市场参与分为金融资产和金融负债两个维度

家庭在金融市场上的参与行为可以从金融资产和金融负债两个维度分析(尹志超等, 2015)。为此,我们进一步考察家庭持有金融资产(*Ass*),持有金融负债(*Credit*)对教育代际流动性的差异性影响。我们对家庭持有金融资产(金融负债)的种类数量赋值,没有金融资产(金融负债)记为0,有一种金融资产(金融负债)记为1,依此类推。结果如表3所示。可以看出加入控制变量后,金融资产、金融负债与父亲受教育年限交互项的估计系数显著为负,估计系数分别为-0.031和-0.160。也就是说,家庭持有金融负债更有助于提升教育代际流动性。这可能是因为,配置金融资产有助于家庭平滑消费、获得投资收益、抵御经济风险,而信贷支持能够更加直接地帮助家庭进行教育等投资活动,减轻家庭经济压力,从而能够降低子代教育受父代影响的概率。因此,从金融政策角度看,除了要帮助人们获得存款账户等基本金融服务外,还应为其提供更多的信贷支持,尤其是低收入人群,这对于子代教育获得、促进教育代际流动、改善社会阶层固化非常重要。

表3 家庭金融市场参与行为分金融资产和金融负债的估计结果

变量	金融资产		金融负债	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Fedun</i>	0.3378 *** (0.02)	0.2391 *** (0.02)	0.3462 *** (0.01)	0.2269 *** (0.02)
<i>Ass</i> × <i>Fedun</i>	-0.0093 (0.02)	-0.0314 * (0.02)		
<i>Ass</i>	0.5565 *** (0.18)	0.5897 *** (0.17)		
<i>Credit</i> × <i>Fedun</i>			-0.1688 *** (0.04)	-0.1599 *** (0.04)
<i>Credit</i>			3.2613 *** (0.42)	2.8809 *** (0.42)
<i>lnwealth</i>	0.2475 *** (0.03)	0.1764 *** (0.03)	0.2832 *** (0.03)	0.1965 *** (0.03)
<i>Male</i>		-0.4556 *** (0.10)		-0.4404 *** (0.10)
<i>Fage</i>		-0.0156 (0.01)		-0.0169 * (0.01)
<i>Cage</i>		-0.0477 *** (0.01)		-0.0434 *** (0.01)
<i>Party</i>		0.3221 ** (0.14)		0.3337 ** (0.14)
<i>Marriage</i>		1.0007 *** (0.26)		0.9893 *** (0.26)
<i>Fhukou</i>		-1.4393 *** (0.12)		-1.4736 *** (0.12)
<i>C</i>	5.1838 *** (0.40)	10.1816 *** (0.72)	4.8538 *** (0.37)	9.9407 *** (0.72)
省份效应	控制	控制	控制	控制
观察值	4 538	4 538	4 538	4 538
伪 R^2	0.187	0.271	0.201	0.282

六、稳健性检验

上述回归不可避免地受到样本分类以及变量度量方式等的影响,因此本部分内容将进行一系列检验以增强上述结论的稳健性。

(一) 按区域分样本

表 4 报告了样本分东部、中西部地区的估计结果。每一组子样本中的样本所处的区域经济发展水平较为相似,一定程度上解决了由“区域经济发展不平衡”导致的内生性问题。总体上估计结果与表 2 一致,说明估计结果是稳健的。具体来看,中西部地区与东部地区父亲受教育年限的估计系数约为 0.24,教育的代际流动性差别不大,但是东部地区家庭参与金融市场与父亲受教育年限交互项的估计系数为-0.042,小于中西部地区的-0.038。表明与中西部地区相比,东部地区家庭金融市场参与能够更大程度地降低教育代际传递效应,增强教育代际流动性。这可能是因为,东部地区的金融市场体系相比中西部地区更加完善,人们获得金融服务的机会以及产品数量都要高于中西部地区。因此,从金融政策角度看,还需大力推进中西部地区金融市场的建设,尤其是普惠金融的发展。

表 4 家庭金融市场参与对教育代际流动性的影响(分区域)

变量	东部地区		中西部地区	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Fedun</i>	0.3612 *** (0.04)	0.2392 *** (0.04)	0.3328 *** (0.02)	0.2403 *** (0.02)
<i>Fin</i> × <i>Fedun</i>	-0.0499 ** (0.02)	-0.0419 ** (0.02)	-0.0152 (0.02)	-0.0381 * (0.02)
<i>Fin</i>	1.1003 *** (0.24)	0.8336 *** (0.23)	0.7539 *** (0.21)	0.8114 *** (0.20)
<i>lnwealth</i>	0.2887 *** (0.06)	0.2414 *** (0.06)	0.1485 *** (0.04)	0.1007 ** (0.04)
<i>Male</i>		-0.4636 *** (0.15)		-0.4330 *** (0.12)
<i>Fage</i>		-0.0309 * (0.02)		-0.0044 (0.01)
<i>Cage</i>		-0.0222 (0.02)		-0.0617 *** (0.02)
<i>Party</i>		0.2374 (0.22)		0.3275 * (0.18)
<i>Marriage</i>		1.6823 *** (0.42)		0.6933 ** (0.32)
<i>Fhukou</i>		-1.0041 *** (0.19)		-1.6817 *** (0.16)
<i>C</i>	4.3068 *** (0.78)	8.5616 *** (1.19)	6.1621 *** (0.49)	9.3563 *** (0.86)
省份效应	控制	控制	控制	控制
观察值	1 762	1 762	2 776	2 776
伪 R^2	0.207	0.298	0.179	0.256

(二) 按城乡分样本

我们根据家庭城乡分布,将样本分为城镇和农村样本,以比较城镇与农村的家庭金融市场参与对教育代际流动性的影响差异。从表 5 可以看出,城镇地区父亲受教育年限的估计系数为 0.302,高于农村地区的 0.182,说明城镇地区教育代际流动性较低,代际传递效应更显著。这与刘怡等(2017)的研究结果相一致。但是我们发现,城镇地区家庭金融市场参与与父亲受教育年限交互项的估计系数在 1%的显著性水平上显著为负(-0.066),表明城镇地区家庭金融市场参与能够显著提升教育代际流动性,这对于打破城镇地区社会阶层固化具有十分积极的作用。而农村地区该交互项的估计系数并不显著,这可能与农村地区金融市场极不发达有关。事实上,在农村很多地方没有银行网点,农村居民获得金融服务的机会与渠道较少。而且相对而言,农村居民金融知识匮乏,对于除存款之外的金融产品接受程度低,这些因素都大大降低了农村居民金融市场参与度。所以,农村地区的金融体系建设是一个系统性工程,更需要完整性与持续性。近些年,我们国家大力发展普惠金融,目的就是要让金融服务渗透到偏远地区、农村地区,使金融惠及每一个人。

表 5 家庭金融市场参与对教育代际流动性的影响(分城乡)

变量	城镇		农村	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Fedun</i>	0.3907 *** (0.03)	0.3019 *** (0.04)	0.2331 *** (0.03)	0.1815 *** (0.03)
<i>Fin</i> × <i>Fedun</i>	-0.0718 *** (0.02)	-0.0658 *** (0.02)	0.0169 (0.03)	0.0095 (0.03)
<i>Fin</i>	1.2768 *** (0.24)	1.0667 *** (0.23)	0.5009 * (0.28)	0.4606 * (0.28)
<i>lnwealth</i>	0.1059 *** (0.04)	0.1258 *** (0.04)	0.1839 *** (0.05)	0.0930 * (0.05)
<i>Male</i>		-0.3691 *** (0.13)		-0.4199 *** (0.14)
<i>Fage</i>		0.0073 (0.02)		-0.0272 ** (0.01)
<i>Cage</i>		-0.0482 ** (0.02)		-0.0546 *** (0.02)
<i>Party</i>		0.2695 (0.17)		0.2623 (0.24)
<i>Marriage</i>		1.3982 *** (0.39)		0.6278 * (0.35)
<i>Fhukou</i>		-0.8394 *** (0.16)		-1.2953 *** (0.31)
<i>C</i>	6.7779 *** (0.56)	8.2676 *** (0.96)	6.0948 *** (0.64)	11.1994 *** (0.98)
省份效应	控制	控制	控制	控制
观察值	2 174	2 174	2 364	2 364
伪 R^2	0.171	0.239	0.105	0.197

(三) 改变教育度量方式

前文用子代的受教育年限衡量教育水平,接着我们用子代是否接受高等教育作为子代

教育水平的代理变量,即上过大学或者正在读大学记为 1,没有上过大学记为 0,采用 Probit 模型对公式(14)重新进行回归,结果如表 6 第(1)和(2)列所示。可以看出,关键解释变量的显著性以及符号均没有发生变化。父亲受教育年限越长,子代接受高等教育的概率就越大,但是家庭金融市场参与会显著降低父亲对子代教育影响的概率。也就是说,子代是否上大学与父亲教育的相关性减弱。结论与前文保持一致。

(四) 限定子代年龄范围

考虑到回归可能面临的反向因果问题,为了使结果更加稳健,文章在使用工具变量法的基础上,还对子代年龄加以限制。我们对子代年龄小于等于 22 岁的子样本进行回归,结果报告在表 6 第(3)和第(4)列。之所以选择小于等于 22 岁,是因为一般大学毕业年龄为 22 岁,这个年龄区间子代刚完成学业或者正在上学,对家庭金融市场参与影响较小。结果表明结论依然稳健。

表 6 家庭金融市场参与对教育代际流动性的影响(改变度量方式、限定子代年龄)

变量	子代是否接受高等教育		子代年龄≤22	
	Probit		OLS	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Fedun</i>	0.1295 *** (0.01)	0.1025 *** (0.01)	0.2972 *** (0.03)	0.2117 *** (0.03)
<i>Fin</i> × <i>Fedun</i>	-0.0142 ** (0.01)	-0.0156 ** (0.01)	-0.0515 *** (0.02)	-0.0441 ** (0.02)
<i>Fin</i>	0.3380 *** (0.07)	0.3097 *** (0.08)	1.0292 *** (0.21)	0.8808 *** (0.20)
<i>lnwealth</i>	0.0613 *** (0.01)	0.0312 ** (0.02)	0.1532 *** (0.04)	0.0862 ** (0.04)
<i>Male</i>		-0.2769 *** (0.05)		-0.3732 *** (0.12)
<i>Fage</i>		-0.0004 (0.01)		-0.0226 * (0.01)
<i>Cage</i>		0.0037 (0.01)		0.3395 *** (0.03)
<i>Party</i>		0.0753 (0.06)		0.1214 (0.18)
<i>Marriage</i>		0.6167 *** (0.16)		0.1204 (0.32)
<i>Fhukou</i>		-0.4676 *** (0.05)		-1.1463 *** (0.15)
<i>C</i>	-2.7708 *** (0.18)	-2.0705 *** (0.37)	6.6204 *** (0.51)	4.1233 *** (0.96)
省份效应	控制	控制	控制	控制
观察值	4 538	4 538	2 056	2 056
伪 R^2	0.1157	0.1654	0.151	0.275

七、结论和政策建议

教育是改善社会流动性最重要的渠道之一,流动性强的社会才有希望、才能向公平靠近。本文基于金融视角,对家庭金融市场参与对教育代际流动性的影响进行了理论分析;并利用 2011 年 CHFS 微观数据,运用 OLS 估计以及 2SLS 估计,检验了理论模型的预测。结果表明,我国确实存在一定程度的教育代际传递现象,但是家庭金融市场参与能够显著降低教

育代际传递,提升教育代际流动性。此外,将家庭金融市场参与分为金融资产和金融负债两个维度,考察其对代际流动性的差异性影响,发现家庭持有金融负债比持有金融资产更有利于教育的代际流动。之后,通过将样本按照区域以及城乡分组,重新选择教育的代理变量,限定子代年龄范围的方式,对模型进行稳健性检验,结论依然稳健。同时发现,与中西部地区相比,东部地区家庭金融市场参与更有助于降低教育代际传递效应,增强教育代际流动性。与农村地区相比,城镇地区家庭金融市场参与能够显著提升教育代际流动性,这对于教育代际传递更严重的城镇地区具有重要意义;而农村地区家庭金融市场参与的作用并不显著,这可能与农村地区金融市场极不发达有关。本文的研究具有如下政策含义:

第一,应进一步推动金融向纵深发展,重点是普惠金融的发展。我们的结论表明,家庭金融市场参与能够有效改善教育代际流动,尤其是金融负债渠道的增加对于提升教育流动性更为重要。而普惠金融的目标正是要扩大金融服务的覆盖率和可获得性,使偏远地区、农村地区的居民都能够以可负担的成本参与到金融市场。事实上,早在2005年,联合国宣传小额信贷年时就提到发展普惠金融,之后杜晓山(2008)、焦瑾璞(2010)等国内学者也提出我国应构建包容性的金融体系。2013年,党的十八届三中全会正式将发展普惠金融上升为国家战略。根据《中国普惠金融发展情况报告》,2013—2017年5年间,全国人均拥有的银行账户数由4.1个增加到6.6个,“随借随还、按日计息”贷款产品也在不断增加,这些都为个人获得金融服务提供了更多机会和选择,从而有利于教育代际间流动。简言之,普惠金融发展程度越高,家庭参与金融市场的机会就越大,从而教育代际间流动就会增强。鉴于物理金融网点开设成本高、运行效率较低,建议可以借助互联网等科学技术,与传统金融业有机结合,通过大力发展数字普惠金融,提升家庭金融市场参与率。

第二,向家庭普及金融知识、提升个体金融素养,尤其是中西部地区和偏远农村地区。研究发现,中西部地区家庭金融市场参与对教育代际流动性的影响不如东部地区,而在农村地区金融市场参与的积极效应甚至还没有显现出来。这让我们意识到,推动普惠金融发展是一方面,如果个体金融素养不够、对金融服务接受程度低,那么金融供给依然无法高效率地满足需求主体。因此,应进一步向家庭、个人普及金融知识,提升居民整体金融素养。首先,可以通过发放宣传册、开设金融讲堂、在大学开办金融通识课程,使人们了解获取正规金融服务的渠道,清楚金融产品收益与风险的关系。其次,在获得金融服务的同时,还要培养居民辨别非法金融的能力。根据《P2P网贷行业2018年12月月报》显示,截至2018年12月底,网贷问题平台历史累计涉及的投资人数已达到约215.4万人(不考虑去重情况),涉及贷款余额约为1766.5亿元。可见,金融知识匮乏、风险意识淡薄会对投资者造成很大危害。再次,鼓励将理论知识运用于实际金融业务中。比如银行从业人员、相关政府部门工作人员可以实地走访居民,向人们演示如何使用移动支付设备、如何通过互联网办理金融业务,既能起到示范作用,又能消除居民顾虑。总之,提升个体金融素养有助于家庭(尤其是中西部地区、农村地区)参与到金融市场中,通过配置金融资产、借贷资金获得更多教育投资的机会,从而减少对父代经济地位的依赖,实现知识改变命运。

第三,获得金融服务还需全社会提供更多的教育机会加以配合。这主要涉及两个方面的问题。一是基础教育的普及与大学入学率的提升。在保证现有教育水平基础上,建议扩大高等教育规模并进一步优化高等教育结构;鼓励社会资源优化整合,开办富有特色的民办职业学校、高等教育机构。二是对现有非技能劳动力的培训。事实上在2003年,教育部、财

政部等六部门就发布了《2003-2010年全国农民工培训规划》,2010年国务院又颁发了《国务院办公厅关于进一步做好农民工培训工作的指导意见》,目的就是要提高劳动力素质,增强劳动力技能水平和就业能力。根据《2017年全国农民工监测调查报告》,2017年,接受过农业技能培训的农民工占比为9.5%,接受过非农业职业技能培训的农民工占比为30.6%。虽然我国对农民工培训逐步重视,但是对于非技能劳动力的培训依然存在监督机制不完善、培训缺乏统筹规划等问题。为此,首先建议通过颁布相关法律,保障劳动力培训的实施。其次,除以政府为主导的免费培训外,建议政府积极联合社会企业,开展形式更加多样的、更切合企业实际需求的技能培训,最大限度地发挥市场机制的作用。再次,鼓励各职业院校发挥自身特色,积极推进现代职业教育和成人教育,开设更加多元化的、更具系统性的技能培训课程,为非技能劳动力提供更多教育机会。

参考文献:

1. 杜晓山, 2008:《农村需要普惠金融政策》,《农村工作通讯》第21期。
2. 焦瑾璞, 2010:《构建普惠金融体系的重要性》,《中国金融》第10期。
3. 李任玉、陈悉榕、甘犁, 2017:《代际流动性趋势及其分解:增长、排序与离散效应》,《经济研究》第9期。
4. 李力行、周广肃, 2014:《家庭借贷约束、公共教育支出与社会流动性》,《经济学(季刊)》第14卷第1期。
5. 林莞娟、张戈, 2015:《教育的代际流动:来自中国学制改革的证据》,《北京师范大学学报(社会科学版)》第2期。
6. 刘小鸽、司海平, 2017:《计划生育与代际不平等传递——基于个体代际流动的微观视角》,《经济评论》第5期。
7. 刘怡、李智慧、耿志祥, 2017:《婚姻匹配、代际流动与家庭模式的个税改革》,《管理世界》第9期。
8. 卢盛峰、陈思霞、张东杰, 2015:《教育机会、人力资本积累与代际职业流动——基于岳父母/女婿配对数据的实证分析》,《经济学动态》第2期。
9. 罗楚亮、刘晓霞, 2018:《教育扩张与教育的代际流动性》,《中国社会科学》第2期。
10. 申广军、龚雅娴、姚洋, 2015:《金融发展与教育回报率的地区差异》,《金融研究》第3期。
11. 魏晓艳, 2017:《高等教育代际传递及其影响因素的实证研究——谁是“学二代”》,《中国经济问题》第6期。
12. 杨娟、何婷婷, 2015:《教育的代际流动性》,《世界经济文汇》第3期。
13. 杨娟、周青, 2013:《增加公共教育经费有助于改善教育的代际流动性吗?》,《北京师范大学学报(社会科学版)》第2期。
14. 尹志超、吴雨、甘犁, 2015:《金融可得性、金融市场参与和家庭资产选择》,《经济研究》第3期。
15. 邹薇、郑浩, 2014:《贫困家庭的孩子为什么不读书:风险、人力资本代际传递和贫困陷阱》,《经济学动态》第6期。
16. Alfonso, M. 2009. "Credit Constraints and the Demand for Higher Education in Latin America." Inter-American Development Banker Education Division-SCL Working Paper, No.3.
17. Becker, G., and N. Tomes. 1979. "An Equilibrium Theory of the Distribution of Income and Intergenerational Mobility." *The Journal of Political Economy* 87(6): 1153-1189.
18. Björklund, A., M. Lindahl, and E. Plug. 2006. "The Origins of Intergenerational Associations: Lessons from Swedish Adoption Data." *Quarterly Journal of Economics* 121(3): 999-1028.
19. Björklund, A., and K. Salvanes. 2011. "Education and Family Background: Mechanisms and Policies." In *Handbook of the Economics of Education*, Vol. 3. Edited by E. Hanushek, S. Machin and L. Woessmann, 201-247. Amsterdam: North Holland.
20. Carneiro, P., and J. Heckman. 2002. "The Evidence on Credit Constraints in Post-Secondary Schooling." *The Economic Journal* 112(10): 705-734.
21. Chen, Y., S. Naidu, T. Yu, and N. Yuchtman. 2015. "Intergenerational Mobility and Institutional Change in 20th Century China." *Explorations in Economic History* 58(10): 44-73.
22. Dahl, G., and L. Lochner. 2012. "The Impact of Family Income on Child Achievement: Evidence from the

- Earned Income Tax Credit.” *American Economic Review* 102(5): 1927–1956.
- 23.Eicher, T., C. García-Peñalosa, and T.van Ypersele. 2009. “Education, Corruption, and the Distribution of Income.” *Journal of Economic Growth* 14(3): 205–231.
- 24.Hertz, T., T. Jayasundera, P. Piraino, S. Selcuk, N. Smith, and A. Verashchagina. 2008. “The Inheritance of Educational Inequality: International Comparisons and Fifty – year Trends.” *The B. E. Journal of Economic Analysis & Policy* 7(2): 1–48.
- 25.Keane, M., and K. Wolpin. 2001. “The Effect of Parental Transfers and Borrowing Constraints on Educational Attainment.” *International Economic Review* 42(4): 1051–1103.
- 26.Loury, G. 1981. “Intergenerational Transfers and the Distribution of Earnings.” *Econometrica* 49(4): 843–867.
- 27.Lochner, L., and A. Monge-Naranjo. 2011. “The Nature of Credit Constraints and Human Capital.” *American Economic Review* 101(6): 2487–2529.
- 28.Piketty, T. 2000. “Theories of Persistent Inequality and Intergenerational Mobility.” In *Handbook of Income Distribution*, Vol.1. Edited by A.B. Atkinson and F. Bourguignon, 429–476. Amsterdam: North Holland.
- 29.Plug, E. 2004. “Estimating the Effect of Mother’s Schooling on Children’s Schooling Using a Sample of Adoptees.” *American Economic Review* 94(1): 358–368.
- 30.Stinebrickner, R. and T. Stinebrickner. 2008. “The Effect of Credit Constraints on the College Drop – out Decision: A Direct Approach Using a New Panel Study.” *American Economic Review* 98(5): 2163–2184.
- 31.Winter, C. 2014. “Accounting for the Changing Role of Family Income in Determining College Entry.” *The Scandinavian Journal of Economics* 116(4): 909–963.
- 32.Yang, J., and Y. Qiu. 2016. “The Impact of Education on Income Inequality and Intergenerational Mobility.” *China Economic Review* 37(1): 110–125.

Can Families Participating in Financial Market Improve Intergenerational Educational Mobility?

Zhang Tongjin¹ and Wan Guanghua²

(1: School of Economics, Tianjin University of Commerce;

2: Institute of World Economy, Fudan University)

Abstract: As more and more families participated in financial market, can finance weaken the intergenerational transmission effect and improve intergenerational educational mobility? This paper constructs a two – stage intergenerational overlapping model, analyzes the impact of families’ financial market participation on intergenerational educational mobility. Then, we use the CHFS data to test predictions of the theoretical model. The results show that financial market participation of families is significantly positively correlated with intergenerational educational mobility. In addition, we divide the financial market participation of families into two dimensions: financial assets and financial liabilities. We find that financial liabilities play a more important role in improving intergenerational educational mobility. The results are still robust after taking endogeneity, subsample regression and variable measurement into account. Based on these findings, this paper suggest that we should actively promote the development of inclusive finance, continuously expand the coverage and availability of financial services, and popularize and publicize financial knowledge. At the same time, the whole society should provide more opportunities for individuals to receive education.

Keywords: Intergenerational Educational Mobility, Educational Opportunity, Financial Market Participation, Inclusive Finance, Regional Difference

JEL Classification: G10, O15

(责任编辑:彭爽)