

# 金融发展、教育人力资本与居民收入

李麦收, 高 星

**[摘要]** 发达区域具有人口集聚特征, 其中一个重要原因是不同地区的人力资本投资回报率存在显著差异, 发达地区拥有更高的人力资本回报率, 而地区金融发展程度差异是理解中国居民收入和教育投资回报率地区差异的重要切入点。从嵌套性视角出发, 利用 CGSS2017 微观数据和中国省级金融发展宏观数据, 通过构建分层线性模型(HLM), 对金融发展、教育人力资本和居民收入间的关系进行多层统计分析。研究发现: 教育人力资本水平的提升, 显著提高了居民收入, 且教育人力资本水平影响收入的程度在省际之间存在显著异质性; 金融发展程度的提高, 促进了居民收入水平的提升; 金融发展对教育人力资本影响居民收入具有显著的跨层调节效应, 即地区金融发展程度越高, 其教育投资回报率越高。

**[关键词]** 金融发展; 教育人力资本; 居民收入; 教育投资回报率; 分层线性模型

## 一、引言

随着改革开放进程深入, 中国户籍制度不断改革, 劳动力集中的趋势愈发明显。自 20 世纪 90 年代以来, 我国经济进入快速发展阶段, 产业结构得到升级。各地区充分发挥自身区域优势, 促进产业集聚, 已经成为我国重要的政策导向。受此影响, 我国劳动力开始逐渐从欠发达地区向发达地区、从中西部地区向东部沿海地区大规模流动, 区域间流动已司空见惯, 区域集聚也愈加鲜明。根据刚刚发布的《第七次全国人口普查公报》, 2020 年东部地区人口占比 39.93%, 与 2010 年相比, 东部地区人口所占比重上升 2.15 个百分点, 人口向发达区域进一步集聚。从高学历劳动力就业占比来看, 高学历

**[收稿日期]** 2021-07-08

**[基金项目]** 河南省哲学社会科学规划项目“双支柱调控框架下河南省非金融企业的过度金融化及其治理研究”(2019BJJ020)

**[作者简介]** 李麦收, 河南大学经济学院经济研究所/河南大学新型城镇化与中原经济区发展研究中心, 电子邮箱地址: lms@henu.edu.cn; 高星, 河南大学经济学院, 电子邮箱地址: m18370953291@163.com。

劳动力主要聚集在东部沿海城市群和北方资源型城市(张艳茹等, 2021)。可见, 东部地区尽管有着被人们所诟病的诸如房价高、生活压力大等问题, 但是仍然对劳动力, 尤其是高学历劳动力具有很强的吸引力。究其根源, 其中一个重要原因是不同地区人力资本投资回报率存在显著差异, 东部地区拥有更高的人力资本回报率。个体进行人力资本投资的主要形式是教育投资, 估计教育对收入的影响, 即所谓的教育投资回报率。已有研究表明教育投资回报率在不同地区之间存在着较大差异。李实和丁赛(2003)的研究表明, 教育投资回报率存在东中西部地区差异, 东部地区的教育回报率最高, 其次是西部地区, 中部地区最低。陈纯瑾和胡咏梅(2013)同样得出东部地区的城镇教育收益率高于中西部地区。

教育投资回报率存在地区差异主要是在于, 教育投资回报率体现的是教育要素的价格, 教育要素价格的高低既与相应的个体特征和工作特征有关, 也离不开各地区宏观经济特征的决定作用。金融作为现代经济的核心, 金融发展水平的高低也必定会对教育投资回报率产生影响。目前, 关于金融发展对个体微观收入影响、金融发展对教育投资回报率影响的研究还少有成果。在已有的研究中, 是将宏观的金融发展数据和微观的个体数据直接结合起来进行回归分析(申广军等, 2015)。但是, 当涉及“微观—宏观”这类嵌套数据时, 直接回归分析, 存在着观测样本不独立问题。因此, 本文将立足于中国教育投资回报率的区域差异, 使用 CGSS2017 微观数据和中国省级金融发展宏观数据, 引入契合嵌套性分析的分层统计工具, 探究金融发展调节教育人力资本和居民收入之间关系的影响机制与路径, 从而为我国教育投资回报率的区域差异寻找一个金融解释的视角。另外, 需要特别说明的是, 在分析金融发展影响个人收入、教育人力资本影响个人收入时, 由于反向因果、遗漏变量等原因, 估计时会出现内生性问题, 往往需要利用相关计量方法对其解决(Angrist & Krueger, 1991; Card, 2001; 李雪松和赫克曼, 2004; 刘生龙等, 2016), 常用方法是工具变量法。但是, 一方面, 本文研究问题涉及“微观—宏观”多层结构数据, 对于分层数据, 如果将高层次变量分解到低层次来分析, 我们便不能满足经典统计技术的基本假定, 即观测值之间相互独立, 可能容易使得低层次的结论被高估, 从而导致生态谬误(Ecological Fallacy)。反之, 如果将低层次变量汇总到高层次来分析, 会舍弃所有的组内信息, 这样会浪费大量信息, 可能会曲解结果, 从而导致原子谬误(Atomistics Fallacy)(劳登布什和布里克, 2016)。所以, 无论是分解方法还是汇总方法, 将不同层次的数据置于同一层次来分析都无法令人满意。另一方面, 就分层统计工具本身而言, 在不同层次上都存在相应的模型, 目前技术难以将工具

变量引入到模型中进行两阶段最小二乘法或广义矩估计,也无法将工具变量法和分层模型结合起来分析。本文研究目的并不是为了精确估计出教育投资回报率,而是利用分层统计工具,结合微观和宏观数据,从嵌套性视角来分析金融发展、教育人力资本和个体收入之间的关系。

与现有研究成果相比,本文可能的边际贡献在于:(1)在个体收入的影响因素研究,往往是对于微观因素的分析。本文引入了金融发展这一宏观因素,对金融发展、教育人力资本和居民收入之间的关系进行了系统性的分析;(2)既有研究中,把金融发展和教育人力资本作为影响个体收入的直接因素置于同一层面回归,没有足够关注不同层次的数据。本文则是借助嵌套性视角,厘清了金融发展对教育人力资本影响居民收入的跨层作用。

## 二、研究假设

### (一)教育人力资本与居民收入

自20世纪60年代人力资本理论创立以来,教育对收入的影响研究已成为一个经典和热点问题。人力资本理论认为,教育是人力资本最主要的投资形式,教育是投资现在的资源,预期能够在未来获得收益。对于大多数个体而言,赚取收入的能力并非与生俱来,需要通过后天所接受教育数量和质量增加,来不断增加自身的认知能力和知识储备,积累其人力资本的存量,进而提高自身的劳动生产效率(Schultz, 1961)。如果劳动力市场是竞争市场,那么个人的工资水平将会等于其边际劳动产出,劳动生产率的提高也会带来收入水平的提高。所以,人力资本理论的诞生,为教育如何影响个体收入给予了很好的机制解释。教育对个体收入具体会产生怎样的影响,即教育投资回报率的估计引起了众多经济学家的关注。自Jacob Mincer推导出经典Mincer收益方程后,关于教育影响收入的实证研究如雨后春笋般出现。大量实证研究表明,教育水平的提高确实会为个体带来更高的收入水平(Oreopoulos, 2006; Dickson & Harmon, 2011; 张兴祥, 2012; 刘生龙和胡鞍钢, 2018)。但是,个体是存在某些特定的环境中,教育对个体收入的影响不会是均质,是存在异质性的,正如前文分析,教育投资回报率存在地区差异。那么,教育投资回报率在不同省份之间理应存在显著差异。因此,综合分析,提出本文研究的第一个假设:

H1: 教育人力资本水平的提升,能够显著提高居民收入,并且,影响程度在省际之间存在显著异质性。

## (二) 金融发展与居民收入

金融体系是我国现代经济要素的重要组成部分,作为城镇化、工业化进程的标志之一,随着金融水平的发展和金融市场的开放,一定程度上提升了我国整体经济发展水平(李健等,2018)。而随着经济发展水平的提高,居民的生活水准和生活质量得到改善,显著增加了居民收入。景普秋等(2021)指出,城乡金融发展通过影响资本的流动和空间分布,作用于城乡经济发展,进而对城乡居民收入产生影响。余露(2013)通过实证研究得出,城镇金融业的发展,对城镇居民收入具有显著促进作用。钱水土和周永涛(2011)以农民工为对象,发现农村金融规模的扩大会促进农民工的收入。可见,金融发展程度的提高,能够直接推动居民收入的增长。另外,已有相关研究大多是从宏观层面,分析金融发展对人均收入的影响。而关于金融发展对居民微观收入会产生怎样的影响,目前还少有涉及。因此,综合分析,提出本文第二个假设:

H2: 金融发展程度的提高,对居民收入具有显著的正效应。

## (三) 金融发展与教育投资回报率

理解金融发展对教育投资回报率影响的逻辑起点,可以从“资本—技术互补”(Capital-Skill Complementarity)假说出发。Griliches(1969)是最早正式提出该假说的,他认为,相较于非技术劳动力,资本和技术劳动力之间具有更强的互补性。在技术转型升级中,技术偏向型的技术进步逐渐居于主要地位,技术溢价大于非技术溢价,从而使得拥有高技术水平的劳动力获益更多。与低技术水平劳动力相比,高技术劳动力在技术偏向型的技术进步作用下,能够更大程度上提高其边际劳动生产力,实现与资本的互补性,或者说,资本和技术劳动力之间的替代弹性要小于资本和非技术劳动力的替代弹性。因此,当企业偏向使用资本进行生产时,会愿意雇佣更多的技术劳动力。已有不少研究支持了“资本—技术互补”假说(Krusell et al., 2000; 马红旗和徐植, 2016)。

从需求角度来看,地区的金融发展水平较高,意味着企业融资成本较低,可以更容易从金融市场获得投资所需要的贷款。当得到充分的资金支持时,企业往往乐意使用资本代替劳动的生产方式,从而增加了与前沿生产技术或现代化生产设备更为匹配的高技术劳动力的相对需求。从供给角度来看,良好的金融发展,可以有效支持高等教育发展所需资金,从而促进人才培养质量的提升,并且,也能够通过缓解个体的信贷约束,来解决其教育选择问题,进而促进高质量人才的供给(张翼等, 2020)。而当地区技术劳动力比例提高时,意味着该地区具有更高的教育投资回报率(申广军等, 2017; 郑猛, 2017)。因此,综合分析,提出本文第三个假设:

H3: 金融发展程度越高, 教育投资回报率越高, 即金融发展在教育人力资本对居民收入的影响中具有显著的正向调节效应。

基于以上分析和研究假设, 给出相应地研究框架图, 如图 1 所示。

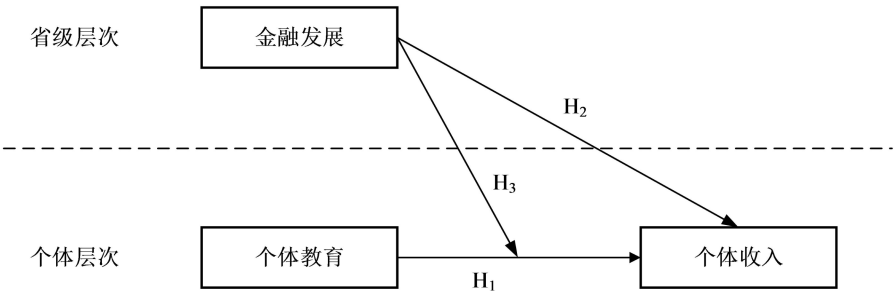


图 1 研究架构图

三、研究工具、变量与数据

(一)研究工具

本研究采用分层线性模型(hierarchical linear modeling, HLM)对样本进行分析, HLM 是一种同时考虑不同层次自变量对个体层次因变量的影响进而发展出来的统计分析方法, 其与传统回归分析最大的不同之处在于对不同层次变量的处理。例如, 在本文研究中, 个体收入或教育属于个体层次变量, 而各省金融发展属于宏观层次变量, 而个体嵌套在省份之下, 是一种分层数据结构。传统的分析方法将个人层次与组织层次的变量同时置于单一回归模型中, 但是这种做法严重违背了回归中的一个基本假设——样本独立性假设(劳登布什和布里克, 2016)。学生成绩问题研究是被广泛引用的案例。一批学生形成一个班级, 所有班级形成一个学校, 每个学生的成绩除了与学生自身的个人禀赋、努力程度、家庭背景等因素相关外, 还可能会受到班级教师质量、学校性质等班级特征和学校特征因素的影响, 这样, “学生—班级—学校”组成的数据就是一个嵌套(或分层)数据。在这样嵌套结构的数据中, 尽管不同班级的学生之间存在独立性, 但是在同一个班级中, 由于是在相同的班级环境下学习, 导致学生观测之间并非是完全独立的。在本文研究中, 居民收入除了受到自身教育等个体特征影响外, 还受到了地区金融发展这类宏观因素的影响, 即形成“个体—省级”分层数据。此外, 如果按照组别直接进行分组回归, 将会丢失很多样本信息, 也可能会由于分组导致各组样本观测值过少, 从而使得估计效果较差。

HLM 的设定取决于研究本身的需要与样本特性,依据研究目的,将使用 HLM 逐次检验以下四个不同模型:零模型(null model)、随机系数回归模型(random coefficients regression model)、截距模型(intercepts as outcomes model)、斜率预测模型(slopes as outcomes model)。零模型主要用来检验样本中是否存在组间差异,随机系数回归模型用来检验教育对居民收入的影响,截距模型用来检验金融发展对居民收入的影响,斜率预测模型则用来检验金融发展对教育投资回报率的影响。在后续分层线性分析<sup>①</sup>中,对于第一层的模型,我们将会借助拓展的 Mincer 收益方程,即:

$$\ln \text{Income}_i = \alpha_0 + \alpha_1 \text{Edu}_i + \alpha_2 \text{exp}_i + \alpha_3 \text{exp}_i^2 + X_i' \beta + \epsilon_i \quad (1)$$

其中,Income 表示个体收入,Edu 表示个体教育水平,exp 表示个体工作经验,exp<sup>2</sup> 表示个体工作经验的平方项,X 表示其他控制变量, $\epsilon$  表示残差项。

## (二)变量说明

层一被解释变量是收入(Income)。相比于其他收入指标,小时收入有其特殊性,往往受过更高教育水平或禀赋的劳动力倾向于工作与休闲价值的比较,从而更能反映教育的价值(Brauw & Rozelle, 2008; Chen *et al.*, 2017)。因此,我们使用个体的小时收入来作为收入指标。当然,后文会使用其他收入指标进行稳健性检验。层一核心解释变量为教育人力资本(Edu),使用个体受教育年限<sup>②</sup>来衡量。在层一模型中还增加了其他控制变量,包括:个体工作经验、工作经验的平方项、性别、户口、婚姻、民族和政治身份,其中,个体工作经验的衡量借鉴多数研究的做法,即:年龄-受教育年限-6。

层二解释变量是金融发展(Finance)。参考以往研究,衡量金融发展程度使用频率较高的一个指标是金融机构贷款余额与 GDP 的占比,该指标反映了金融规模的发展(袁云峰和曹旭华,2007;徐晓舟和阮珂,2016;庄毓敏等,2020;冯涛等,2020;沈冰和李鑫,2020)。因此,本文研究使用金融机构贷款余额占 GDP 的比值来作为金融发展的衡量指标。

## (三)数据来源与描述性统计

研究使用的微观指标数据,来自中国综合社会调查(Chinese General

<sup>①</sup> 本文层次线性模型的估计是通过 HLM6 软件实现的,Stata 也可以估计层次线性模型,但估计结果没有 HLM 详尽。

<sup>②</sup> 受教育年限需要根据教育程度进行转换:未上过学为 0 年,小学为 6 年,初中为 9 年,高中、中专或技校为 12 年,大专为 15 年,大学为 16 年,研究生为 19 年。



Social Survey, CGSS)。CGSS 是中国第一个全国性、综合性、连续性的大型社会调查项目,目的是通过定期、系统地收集中国人与中国社会各个方面的数据,探讨具有重大理论和现实意义的社会议题,推动国内社会科学研究的开放性与共享性。目前,已完成 2003 年、2005 年、2006 年、2008 年、2010 年、2011 年、2012 年、2013 年、2015 年以及 2017 年的 10 轮调查,本文研究使用的是 CGSS2017 数据。CGSS2017 是在 2017 年对中国 28 个省/自治区/直辖市(不包括海南、新疆和西藏)进行调查,于 2020 年 10 月发布,完成有效样本 12582 份。数据中包含了丰富的个人特征指标,能够满足本文研究的需要。经过处理,最终得到可用样本量 6770 个。金融发展相关指标的宏观数据,均来自《中国金融年鉴 2018》。为和层一数据实现匹配,删除海南、新疆和西藏数据,同样只使用 28 个省的数据。各变量的描述性统计特征如表 1 所示。小时收入对数均值为 1.911,即人均小时收入不到 7 元。受教育年限的均值为 10.137,说明居民平均教育程度仍然达不到高中教育水平。金融机构贷款余额占 GDP 比值的均值为 1.4781,最小值为 0.921,最大值为 2.484,标准差为 0.437,说明了不同省份的金融发展程度存在较大的差异。

表 1 各变量的描述性统计

变量符号	变量定义	样本数	均值	标准差	最小值	最大值
收入指标						
LnIncome	小时收入对数	6770	1.911	1.444	0	6.854
个体特征指标						
Edu	受教育年限	6770	10.137	4.444	0	19
age	年龄	6770	42.261	11.926	18	60
exp	工作经验	6770	26.164	14.262	0	54
gender	性别(男=1;女性=0)	6770	0.456	0.498	0	1
hukou	户口(城镇=1;农村=0)	6770	0.353	0.478	0	1
married	婚姻(在婚=1;其他=0)	6770	0.776	0.417	0	1
ethnic	民族(汉族=1;其他=0)	6770	0.918	0.274	0	1
political	政治身份(党员=1;其他=0)	6770	0.088	0.283	0	1
金融发展指标						
Finance	金融机构贷款余额/GDP	28	1.4781	0.437	0.921	2.484

数据来源:收入指标和个体特征指标的数据根据 CGSS2017 整理得出,金融发展相关指标的数据根据《中国金融年鉴》(2018)整理得出。

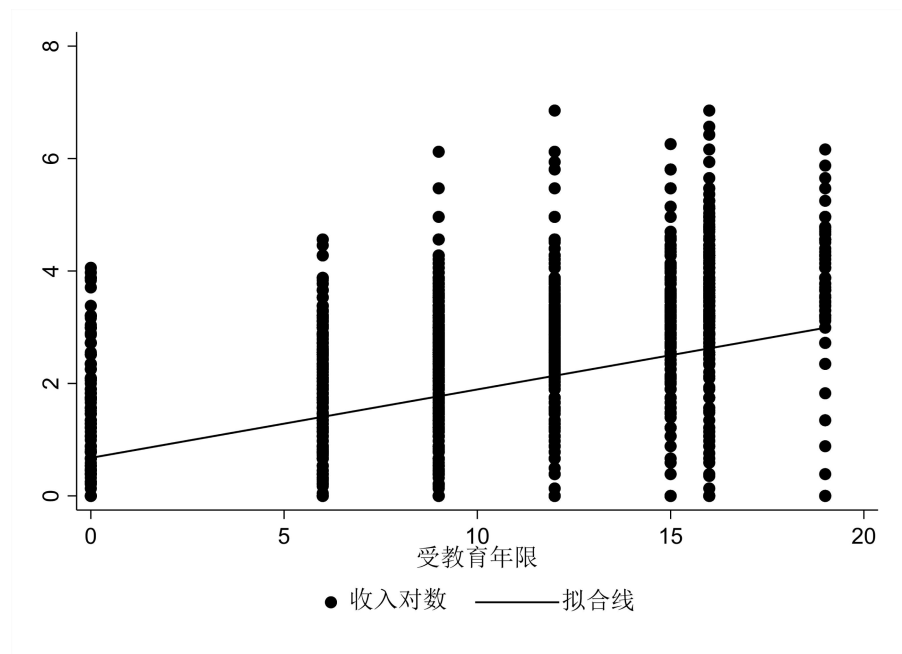


图 2-a 个体受教育年限和个体收入的散点图

数据来源：根据 CGSS2017 和《中国金融年鉴》(2018)整理得出。

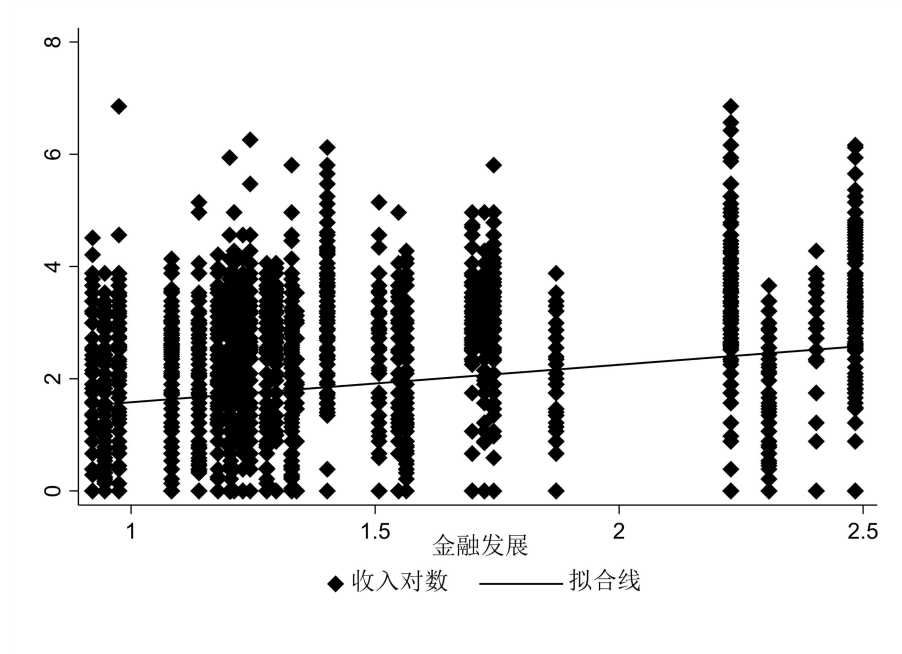


图 2-b 金融发展和个体收入的散点图

数据来源：根据 CGSS2017 和《中国金融年鉴》(2018)整理得出。



为了直观看出教育人力资本和收入、金融发展和收入以及金融发展和教育投资回报率之间的相关关系，在分层分析前，我们先给出了各变量间的散点图。图 2-a 为个体受教育年限和个体收入的散点图，图 2-b 为各省金融发展和个体收入的散点图，图 2-c 为各省金融发展和教育投资回报率的散点图，其中，各省教育投资回报率是使用 CGSS2017 数据，根据拓展的 Mincer 收益方程，对每个省份的样本进行分组回归得出。散点图中各条向上倾斜的拟合线表明了，教育人力资本和居民收入之间、金融发展和居民收入之间、金融发展和教育投资回报率之间均存在着正相关关系。散点图只能粗略给出各变量之间的相关关系，接下来，将使用层次线性模型来具体分析教育人力资本对居民收入影响、金融发展对居民收入影响、金融发展对教育投资回报率影响。

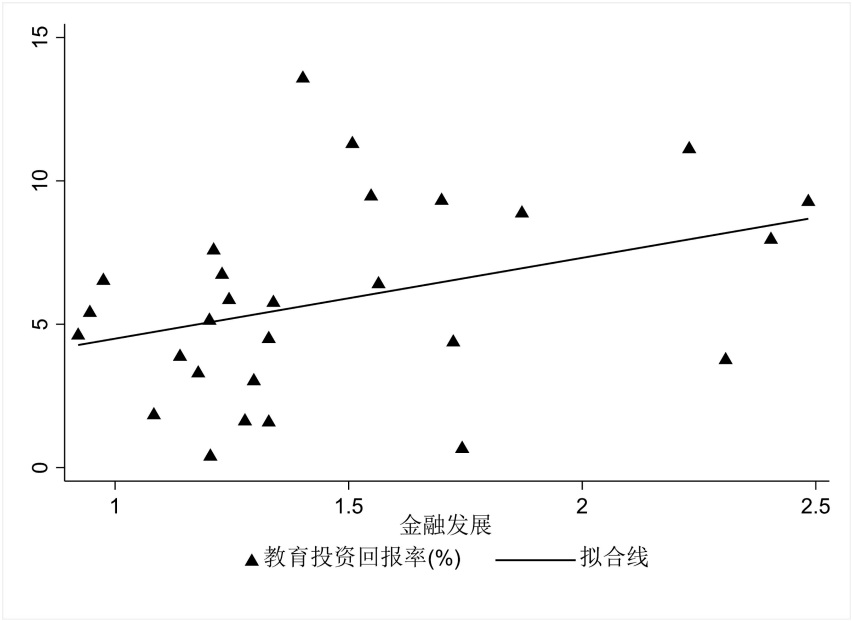


图 2-c 金融发展和教育投资回报率的散点图

数据来源：根据 CGSS2017 和《中国金融年鉴》(2018)整理得出。

四、实证结果及分析

(一)零模型：HLM 分析的可行性检验

在跨层次研究的分析过程中，必须先检验跨层次效果的存在。为检验样

本数据能否进行 HLM 分析,首先需要建立零模型。零模型,又称为带随机效应的单因素方差分析模型,可以理解为应用于分层结构数据的方差分析。零模型构建如下:

$$\text{层一模型:} \quad \text{LnIncome}_{ij} = \beta_{0j} + r_{ij} \quad (2)$$

$$\text{层二模型:} \quad \beta_{0j} = \gamma_{00} + \mu_{0j} \quad (3)$$

将层一模型和层二模型组合起来,形成混合模型:

$$\text{LnIncome}_{ij} = \gamma_{00} + \mu_{0j} + r_{ij} \quad (4)$$

该模型中不加入任何自变量,其中, $i$ 表示第 $i$ 个个体, $j$ 表示第 $j$ 个省份。 $\text{LnIncome}$ 为小时收入对数, $\gamma_{00}$ 是各省份小时收入对数均值的总平均,表示固定效应。 $r_{ij}$ 表示层一的随机效应, $\mu_{0j}$ 表示层二的随机效应,并且, $\text{Var}(r_{ij}) = \sigma^2$ ,为组内方差, $\text{Var}(\mu_{0j}) = \tau_{00}$ ,为组间方差。利用组间方差和组内方差可以计算出组内相关系数: $\text{ICC} = \tau_{00} / (\tau_{00} + \sigma^2)$ 。根据表 2 零模型分析结果,组间方差为 0.1783,组内方差为 1.8734,那么 ICC 则为 0.0869 ( $0.1783 / (0.1783 + 1.8734)$ )。根据温福星(2009)的建议,当 ICC 大于 0.059 时,组间的变异已不可忽略,此时分析不能再使用一般的回归模型,需要考虑组间变异的特征。因此,本文研究的样本数据可以使用分层线性模型进行分析。并且,层二随机效应通过显著性检验,表明了居民平均收入在各省份之间存在显著差异。

表 2 零模型分析结果: HLM 分析的可行性检验

随机效应	标准差	方差分量	自由度	$\chi^2$	P 值
层二, $\mu_{0j}$	0.4222	0.1783	27	816.50	0.000
层一, $r_{ij}$	1.3687	1.8734			

## (二)随机系数回归模型:教育人力资本对居民收入的影响

为检验教育人力资本对居民收入的影响,需要在层一引入教育人力资本变量,并借鉴拓展的 Mincer 收入方程,增加相应的控制变量。层二则不加入任何变量,从而构建随机系数回归模型。具体模型为:

层一模型:

$$\begin{aligned} \text{LnIncome}_{ij} = & \beta_{0j} + \beta_{1j} \text{Edu}_{ij} + \beta_{2j} \text{exp}_{ij} + \beta_{3j} \text{exp}_{ij}^2 + \beta_{4j} \text{gender}_{ij} + \beta_{5j} \text{hukou}_{ij} + \\ & \beta_{6j} \text{married}_{ij} + \beta_{7j} \text{ethnic}_{ij} + \beta_{8j} \text{political}_{ij} + r_{ij} \end{aligned} \quad (5)$$

层二模型<sup>①</sup>:

$$\beta_{0j} = \gamma_{00} + \mu_{0j} \tag{6}$$

$$\beta_{1j} = \gamma_{10} + \mu_{1j} \tag{7}$$

混合模型(同时加上各控制变量的固定效应):

$$\begin{aligned} \text{LnIncome}_{ij} = & \gamma_{00} + \gamma_{10} \text{Edu}_{ij} + \gamma_{20} \text{exp}_{ij} + \gamma_{30} \text{exp}_{ij}^2 + \gamma_{40} \text{gender}_{ij} + \gamma_{50} \text{hukou}_{ij} + \\ & \gamma_{60} \text{married}_{ij} + \gamma_{70} \text{ethnic}_{ij} + \gamma_{80} \text{political}_{ij} + \mu_{0j} + \mu_{1j} \text{Edu}_{ij} + r_{ij} \end{aligned} \tag{8}$$

可以看出,层一模型中包含了受教育年限变量和各控制变量,而层二则是没有任何解释变量。根据表 3 的随机系数回归模型分析结果,受教育年限估计值( $\gamma_{10}$ )在 1% 的显著性水平下显著为正,表明教育人力资本水平的提升,将会显著促进居民收入水平的提高。受教育年限估计系数为 0.0567,即教育投资回报率为 5.67%,我国整体教育投资回报率仍是处于较低的水平<sup>②</sup>。并且,从随机效应结果来看,受教育年限变量的随机效应通过了显著性检验,这说明了教育人力资本对居民收入的影响,即教育投资回报率在各省份之间存在显著差异。假设 1 得到了验证。

表 3 随机系数回归模型分析结果:教育人力资本对居民收入的影响

固定效应	系数	稳健标准误	T-ratio	P-value
截距, $\gamma_{00}$	0.2654 *	0.1442	1.840	0.076
受教育年限(Edu), $\gamma_{10}$	0.0567 ***	0.0062	9.220	0.000
工作经验(exp), $\gamma_{20}$	0.0648 ***	0.0050	13.042	0.000
工作经验平方项(exp <sup>2</sup> ), $\gamma_{30}$	-0.0015 ***	0.0001	-12.208	0.000
性别(gender), $\gamma_{40}$	0.6673 ***	0.0443	15.062	0.000
户口(hukou), $\gamma_{50}$	0.0911	0.0682	1.335	0.182
婚姻(married), $\gamma_{60}$	0.2591 ***	0.0396	6.543	0.000
民族(political), $\gamma_{70}$	0.0489	0.0769	0.635	0.525
政治身份(political), $\gamma_{80}$	0.4307 ***	0.0565	7.622	0.000

① 这里主要检验教育对收入的影响,所以只对教育变量在第二层添加随机效应,对于层一的其他控制变量只有固定效应,没有添加随机效应,即  $\beta_{2j} = \gamma_{20}$ 、 $\beta_{3j} = \gamma_{30}$ 、 $\beta_{4j} = \gamma_{40}$ 、 $\beta_{5j} = \gamma_{50}$ 、 $\beta_{6j} = \gamma_{60}$ 、 $\beta_{7j} = \gamma_{70}$ 、 $\beta_{8j} = \gamma_{80}$ ,限于篇幅,没有将其写入正文中。另外,性别、户口、婚姻状况、民族和政治面貌都是虚拟变量,并不适合添加随机效应。

② 根据 Psacharopoulos(2018),全球 139 个国家的平均教育投资回报率在 9% 左右。这里整体教育投资回报率偏低的可能原因在于,样本数据中农村样本占比约 65%,而我国农村教育投资回报率则一直是处于较低的水平。

续表				
固定效应	系数	稳健标准误	T-ratio	P-value
随机效应	方差分量	自由度	$\chi^2$	P—value
截距, $\mu_{0j}$	0.1346	27	100.68	0.000
受教育年限(Edu), $\mu_{1j}$	0.0016	27	157.87	0.000
层一, $r_{ij}$	1.4525			

注：\* p<0.1；\*\* p<0.05 \*；\*\* p<0.01。

(三)截距模型：金融发展对居民收入的影响

为进一步了解金融发展对居民收入的影响，需要将金融发展变量放入层二模型中，层一则不引入教育人力资本变量，只加入控制变量，从而建立截距模型。具体模型如下：

层一模型：

$$\begin{aligned} \text{LnIncome}_{ij} = & \beta_{0j} + \beta_{1j} \text{exp}_{ij} + \beta_{2j} \text{exp}_{ij}^2 + \beta_{3j} \text{gender}_{ij} + \beta_{4j} \text{hukou}_{ij} + \beta_{5j} \text{married}_{ij} + \\ & \beta_{6j} \text{ethnic}_{ij} + \beta_{7j} \text{political}_{ij} + r_{ij} \end{aligned} \tag{9}$$

层二模型<sup>①</sup>：

$$\beta_{0j} = \gamma_{00} + \gamma_{01} \text{Finance}_j + \mu_{0j} \tag{10}$$

混合模型：

$$\begin{aligned} \text{LnIncome}_{ij} = & \gamma_{00} + \gamma_{01} \text{Finance}_j + \gamma_{10} \text{exp}_{ij} + \gamma_{20} \text{exp}_{ij}^2 + \gamma_{30} \text{gender}_{ij} + \\ & \gamma_{40} \text{hukou}_{ij} + \gamma_{50} \text{married}_{ij} + \gamma_{60} \text{ethnic}_{ij} + \gamma_{70} \text{political}_{ij} + \mu_{0j} + r_{ij} \end{aligned} \tag{11}$$

可见，层二模型中包含了金融发展变量，而层一模型中不包括教育人力资本变量，截距模型的分析结果如表 4 所示。从表 4 结果可以看出，金融发展的系数值( $\gamma_{01}$ )在 5% 的显著性水平显著为正，表明金融发展程度的提高，将会显著提升居民收入水平。此研究结果支持了假设 2。

表 4 截距模型分析结果：金融发展对居民收入的影响

固定效应	系数	稳健标准误	T-ratio	P-value
截距, $\gamma_{00}$	0.6088 ***	0.2123	2.868	0.009
金融发展(Finance), $\gamma_{01}$	0.3135 **	0.1469	2.133	0.042
工作经验(exp), $\gamma_{10}$	0.0534 ***	0.0042	12.673	0.000

① 层一控制变量同样考虑固定效应，即  $\beta_{1j} = \gamma_{10}$ 、 $\beta_{2j} = \gamma_{20}$ 、 $\beta_{3j} = \gamma_{30}$ 、 $\beta_{4j} = \gamma_{40}$ 、 $\beta_{5j} = \gamma_{50}$ 、 $\beta_{6j} = \gamma_{60}$ 、 $\beta_{7j} = \gamma_{70}$ 。

续表				
固定效应	系数	稳健标准误	T-ratio	P-value
工作经验平方项( $\exp^2$ ), $\gamma_{20}$	-0.0015***	0.0001	-13.809	0.000
性别(gender), $\gamma_{30}$	0.6894***	0.0467	14.769	0.000
户口(hukou), $\gamma_{40}$	0.2503***	0.0662	3.782	0.000
婚姻(married), $\gamma_{50}$	0.2869***	0.0373	7.700	0.000
民族(political), $\gamma_{60}$	0.0487	0.0737	0.661	0.509
政治身份(political), $\gamma_{70}$	0.6251***	0.0642	9.730	0.000
随机效应	方差分量	自由度	$\chi^2$	P-value
截距, $\mu_{0j}$	0.0847	26	375.01	0.000
层一, $r_{ij}$	1.5032			

注：\*  $p<0.1$ ；\*\*  $p<0.05$ ；\*\*\*  $p<0.01$ 。

(四)斜率预测模型：金融发展对教育投资回报率的影响

最后，为了检验教育人力资本和居民收入之间的关系会不会受到金融发展的影响，即金融发展对教育投资回报率是否会产生显著影响，需要构建斜率预测模型。斜率预测模型是在层一和层二中同时放入所关心的变量，故该模型又被称为完整模型。在层一模型中，加入教育人力资本变量和控制变量，层二加入金融发展变量。由于模型中会出现教育变量和金融发展变量的交互项，可能会出现较为严重的共线性问题，因此对两个变量做中心化处理<sup>①</sup>。具体模型如下：

层一模型：

$$\begin{aligned} \text{LnIncome}_{ij} = & \beta_{0j} + \beta_{1j}(\text{Edu}_{ij} - \overline{\text{Edu}_j}) + \beta_{2j}\text{exp}_{ij} + \beta_{3j}\text{exp}_{ij}^2 + \beta_{4j}\text{gender}_{ij} + \\ & \beta_{5j}\text{hukou}_{ij} + \beta_{6j}\text{married}_{ij} + \beta_{7j}\text{ethnic}_{ij} + \beta_{8j}\text{political}_{ij} + r_{ij} \end{aligned} \tag{12}$$

层二模型<sup>②</sup>：

$$\beta_{0j} = \gamma_{00} + \gamma_{01}(\text{Finance}_j - \overline{\text{Finance}}) + \mu_{0j} \tag{13}$$

$$\beta_{1j} = \gamma_{10} + \gamma_{11}(\text{Finance}_j - \overline{\text{Finance}}) + \mu_{1j} \tag{14}$$

混合模型：

$$\begin{aligned} \text{LnIncome}_{ij} = & \gamma_{00} + \gamma_{01}(\text{Finance}_j - \overline{\text{Finance}}) + \gamma_{10}(\text{Edu}_{ij} - \overline{\text{Edu}_j}) + \\ & \gamma_{11}(\text{Finance}_j - \overline{\text{Finance}}) * (\text{Edu}_{ij} - \overline{\text{Edu}_j}) + \gamma_{20}\text{exp}_{ij} + \gamma_{30}\text{exp}_{ij}^2 + \gamma_{40}\text{gender}_{ij} + \end{aligned}$$

① 层一的教育变量是进行组均值中心化(group centered)处理，层二的金融发展变量是进行总均值中心化(grand centered)处理。

② 控制变量在层二的固定效应为： $\beta_{2j} = \gamma_{20}$ 、 $\beta_{3j} = \gamma_{30}$ 、 $\beta_{4j} = \gamma_{40}$ 、 $\beta_{5j} = \gamma_{50}$ 、 $\beta_{6j} = \gamma_{60}$ 、 $\beta_{7j} = \gamma_{70}$ 、 $\beta_{8j} = \gamma_{80}$ 。

$$\gamma_{50} \text{hukou}_{ij} + \gamma_{60} \text{married}_{ij} + \gamma_{70} \text{ethnic}_{ij} + \gamma_{80} \text{political}_{ij} + \mu_{0j} + \mu_{1j} (\text{Edu}_{ij} - \overline{\text{Edu}_j}) + r_{ij} \quad (15)$$

从混合模型可以看出,斜率预测模型存在着交互项,主要目的是分析组织层次变量对个体层次变量之间关系的调节效应。斜率预测模型分析结果如表 5 所示。根据表 5 结果,主效应受教育年限( $\gamma_{10}$ )和金融发展( $\gamma_{01}$ )的系数仍然是显著为正,说明教育人力资本水平和金融发展程度的提升,能够显著促进居民收入水平的提高,H1 和 H2 进一步得到验证。

$\gamma_{11}$  为受教育年限和金融发展的跨层交互项系数,系数值为 0.0634,且通过了 1%统计显著性检验,跨层交互效应显著,证明了受教育年限对收入影响的差异可以由金融发展的省际差异来解释,说明金融发展程度越高,教育人力资本对居民收入促进作用越大,即金融发展程度的上升将会显著提高教育投资回报率。此研究结果支持了假设 3。

表 5 斜率预测模型分析结果:金融发展对教育投资回报率的影响

固定效应	系数	稳健标准误	T-ratio	P-value
收入对数				
截距, $\gamma_{00}$	0.8763***	0.1395	6.281	0.000
金融发展(Finance), $\gamma_{01}$	0.3924**	0.1687	2.325	0.028
受教育年限(Edu), $\gamma_{10}$	0.0562***	0.0070	7.995	0.000
工作经验(exp), $\gamma_{20}$	0.0649***	0.0051	12.827	0.000
工作经验平方项( $\text{exp}^2$ ), $\gamma_{30}$	-0.0015***	0.0001	-12.026	0.000
性别(gender), $\gamma_{40}$	0.6680***	0.0443	15.094	0.000
户口(hukou), $\gamma_{50}$	0.0964	0.0689	1.399	0.162
婚姻(married), $\gamma_{60}$	0.2574***	0.0399	6.443	0.000
民族(political), $\gamma_{70}$	0.0512	0.0768	0.668	0.504
政治身份(political), $\gamma_{80}$	0.4335***	0.0551	7.862	0.000
受教育年限				
金融发展(Finance), $\gamma_{11}$	0.0634***	0.0180	3.515	0.002
随机效应	方差分量	自由度	$\chi^2$	P-value
截距, $\mu_{0j}$	0.1084	26	491.83	0.000
受教育年限(Edu), $\mu_{1j}$	0.0008	26	85.88	0.000
层一, $r_{ij}$	1.4525			

注: \*  $p < 0.1$ ; \*\*  $p < 0.05$ ; \*\*\*  $p < 0.01$ 。



(五) 稳健性检验

为检验研究结论的可靠性，本文使用变量替换的方法进行稳健性检验。简必希和宁光杰(2013)指出，中国人往往比较在意年收入，包括补贴、奖金等等。因此，我们将被解释变量小时收入替换为年收入。同时，将金融发展变量的衡量替换为反映股票市场规模的指标，使用股票总市值/GDP 来度量(张成思和李雷君，2012；孙伍琴和王培，2013)。指标替换后的层次线性模型分析结果如表 6 所示。根据表 6，被解释变量和金融发展变量替换后：(1) 随机系数回归模型的结果表明，个体受教育年限的增加显著提高了收入水平；(2) 截距模型的结果表明，金融发展对居民收入具有显著正效应；(3) 斜率预测模型的结果表明，金融发展程度提升有助于教育投资回报率提高。总体而言，这与前文的实证结论基本一致，因此，本文的研究结论是具有良好稳健性的。

表 6 稳健性检验结果

固定效应	随机系数回归模型	截距模型	斜率预测模型
收入对数			
截距, $\gamma_{00}$	3.0680***	4.5660***	4.3002***
金融发展(Finance), $\gamma_{01}$		0.2347*	0.3074***
受教育年限(Edu), $\gamma_{10}$	0.1084***		0.0984***
工作经验(exp), $\gamma_{20}$	0.2309***	0.2055***	0.2311***
工作经验平方项(exp <sup>2</sup> ), $\gamma_{30}$	-0.0050***	-0.0049***	-0.0050***
性别(gender), $\gamma_{40}$	2.1279***	2.1615***	2.1319***
户口(hukou), $\gamma_{50}$	0.1198	0.2088*	0.0950
婚姻(married), $\gamma_{60}$	0.5961***	0.6570***	0.5927***
民族(political), $\gamma_{70}$	-0.0517	-0.0989	-0.0674
政治身份(political), $\gamma_{80}$	1.0499***	1.4436***	1.0633***
受教育年限			
金融发展(Finance), $\gamma_{11}$			0.0679**
随机效应	方差分量	方差分量	方差分量
截距, $\mu_{0j}$	1.6429***	0.3316***	0.3979***
受教育年限(Edu), $\mu_{1j}$	0.0150***		0.0107***
层一, $r_{ij}$	17.4189	17.7345	17.4197

注：\* p<0.1；\*\* p<0.05；\*\*\* p<0.01。

## 五、结论

《第七次全国人口普查公报》显示,2020 年东部地区人口占比 39.93%,与 2010 年相比,东部地区人口所占比重上升 2.15 个百分点,人口向发达区域进一步集聚。可见,尽管发达地区存在着诸如房价高、生活压力大等问题,但仍然吸引着众多劳动力,尤其是高学历劳动力,其中一个重要原因在于不同地区的人力资本投资回报率存在显著差异,发达地区拥有更高的人力资本回报率。而人力资本回报率的高低,除了受到个体特征、工作特征影响外,也离不开地区宏观经济因素的作用。金融作为现代经济的核心,对居民收入和教育投资回报率理应产生重要影响。因此,本文基于中国教育投资回报率存在区域差异的现实,从金融视角出发,采用中国综合社会调查(CGSS)2017 年微观数据和中国省级层面的金融发展宏观数据,通过建立分层线性模型(HLM),引入嵌套性分析的分层统计工具,探讨分析了金融发展、教育人力资本对居民收入的影响,以及金融发展在教育人力资本影响居民收入中的跨层调节作用。

根据研究结果,得出以下结论:第一,教育人力资本水平的提升,显著促进了居民收入水平的提高,并且,教育人力资本对居民收入的影响在各省份之间存在显著的异质性;第二,金融发展程度的提高,显著提升了居民收入水平;第三,金融发展对教育人力资本影响居民收入具有显著的跨层调节效应,表明了地区金融发展程度越高,其教育投资回报率也会越高。为了保证以上结论的可靠性,我们使用替换收入指标和金融发展指标的方法作稳健性检验,将小时收入替换为年收入,将金融机构贷款余额占 GDP 比重替换为股票总市值占 GDP 比重,结果发现研究结论具有良好稳健性。

## [参考文献]

- 陈纯槿、胡咏梅,2013:《中国城镇居民教育收益率的变动趋势》,《北京师范大学学报(社会科学版)》第 5 期。
- 冯涛、吴茂光、张美莎,2020:《金融发展、产业结构与城乡收入差距——基于金融“脱实向虚”视角的分析》,《经济问题探索》第 10 期。
- 简希希、宁光杰,2013:《教育异质性回报的对比研究》,《经济研究》第 2 期。
- 景普秋、郝凯、刘育波,2021:《城乡金融发展差异及其收入分配效应分析》,《当代经济研究》第 1 期。

- 劳登布什、布里克, 2016:《分层线性模型:应用与数据方法》,北京:社会科学文献出版社。
- 李健、张兰、王乐, 2018:《金融发展、实体部门与中国经济增长》,《经济体制改革》第5期。
- 李实、丁赛, 2003:《中国城镇教育收益率的长期变动趋势》,《中国社会科学》第6期。
- 李雪松、赫克曼, 2004:《选择偏差、比较优势与教育的异质性回报:基于中国微观数据的实证研究》,《经济研究》第4期。
- 刘生龙、胡鞍钢, 2018:《大学教育回报:基于大学扩招的自然实验》,《劳动经济研究》第4期。
- 刘生龙、周绍杰、胡鞍钢, 2016:《义务教育法与中国城镇教育回报率:基于断点回归设计》,《经济研究》第2期。
- 马红旗、徐植, 2016:《中国物质资本与异质劳动之间的替代:理论分析与经验估计》,《经济评论》第1期。
- 钱水土、周永涛, 2011:《农村金融发展影响农民收入增长的机制研究》,《金融理论与实践》第4期。
- 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。
- 申广军、欧阳伊玲、李力行, 2017:《技能结构的地区差异:金融发展视角》,《金融研究》第7期。
- 沈冰、李鑫, 2020:《金融发展、产业结构高级化与能源效率提升》,《经济问题探索》第12期。
- 孙伍琴、王培, 2013:《中国金融发展促进技术创新研究》,《管理世界》第6期。
- 温福星, 2009:《阶层线性模型的原理与应用》,北京:中国轻工业出版社。
- 徐晓舟、阮珂, 2016:《产业结构、金融发展与省域创新绩效》,《科研管理》第4期。
- 余露, 2013:《我国金融业发展与城镇居民收入的实证研究——以地市级城市数据为例》,《河南工业大学学报(社会科学版)》第1期。
- 袁云峰、曹旭华, 2007:《金融发展与经济增长效率的关系实证研究》,《统计研究》第5期。
- 张成思、李雪君, 2012:《基于全球视角的中国金融发展指数研究》,《金融研究》第6期。
- 张兴祥, 2012:《我国城乡教育回报率差异研究——基于CHIP2002数据的实证分析》,《厦门大学学报(哲学社会科学版)》第3期。
- 张艳茹、喻忠磊、胡志强等, 2021:《城市舒适物、经济机会、城市规模对中国高学历劳动力空间分布的影响》,《热带地理》第2期。
- 张翼、王豆豆、郑兴无, 2020:《金融发展、要素结构与技术进步方向》,《金融与经济》第10期。
- 郑猛, 2017:《教育扩张下流动人口教育收益率与收入差距》,《教育与经济》第5期。

- 庄毓敏、储青青、马勇, 2020:《金融发展、企业创新与经济增长》,《金融研究》第4期。
- Angrist, J. and A. Krueger, 1991, “Does Compulsory School Attendance Affect Schooling and Earnings”, *Quarterly Journal of Economics*, 106(4): 979—1014.
- Brau, A., S. Rozelle, 2008, “Reconciling the Returns to Education in Off-Farm Wage Employment in Rural China”, *Review of Development Economics*, 12(1): 57—71.
- Card, D., 2001, “Estimating the Return to Schooling: Progress on Some Persistent Econometric Problems”, *Econometrica*, 69 (1): 127—160.
- Chen, Q., J. Xu, J. Zhao and B. Zhang, 2017, “Endogenous Schooling, School Proximity and Returns to Rural Schooling in Northwestern China”, *China Agricultural Economic Review*, 9(2): 270—286.
- Dickson, M., C. Harmon, 2011, “Economic Returns to Education: What We Know, What We Don’t Know, and Where We Are Going—Some Brief Pointers”, *Economics of Education Review*, 30(6): 1118—1122.
- Griliches, Z., 1969, “Capital-Skill Complementarity”, *The Review of Economics and Statistics*, 51(4): 465—468.
- Krusell, P., L. Ohanian and L. Violante, 2000, “Capital-Skill Complementarity and Inequality: A Macroeconomic Analysis”, *Econometrica*, 68(5): 1029—1053.
- Oreopoulos, P., 2006, “Estimating Average and Local Average Treatment Effects of Education when Compulsory Schooling Laws Really Matter”, *American Economic Review*, 96(1): 152—175.
- Psacharopoulos, G., H. Patrinos, 2018, “Returns to Investment in Education: A Decennial Review of the Global Literature”, *Education Economics*, 26(5): 445—458.
- Schultz, T., 1961, “Investment in Human Capital”, *The American Economic Review*, 51(1): 1—17.

## Financial Development, Educational Human Capital and Residents’ Income

LI Mai-shou<sup>1,2</sup>, GAO Xing<sup>1</sup>

(1. School of Economics, Institute of Economics, Henan University,

2. Development Research Center for New Urbanization and  
Central China Economic Zone, Henan University)

**Abstract:** Developed regions have the characteristic of population agglomeration. One of the important reasons for this is that there are significant differences in the return on human capital investment in different regions. Developed regions have higher returns on human capital. The difference of regional financial development degree is an important entry point to

understand the regional difference of Chinese residents' income and educational return on investment. From the perspective of nest, this paper uses CGSS2017 micro data and China's provincial financial development macro data, and constructs a hierarchical linear model (HLM) to conduct a multi-level statistical analysis of the relationship among financial development, educational human capital and resident income. The research findings are as follows: the improvement of education human capital level significantly increases residents' income, and the degree to which education human capital level affects income is significantly heterogeneous among provinces. the improvement of financial development degree promotes the improvement of residents' income level; financial development has a significant cross-level moderating effect on the impact of educational human capital on residents' income, that is, the higher the degree of financial development in a region, the higher the returns to education. The results of robustness test show that the research conclusion has good robustness.

**Key words:** financial development; educational human capital; residents' income; the returns to education; hierarchical linear model

(责任编辑: 刘泽云 责任校对: 刘泽云 孙志军)