

人力资本积累如何提高农业转移人口的收入? ——基于农业转移人口收入相对剥夺的视角

袁冬梅¹, 金京¹, 魏后凯²

(1. 湖南师范大学 商学院, 湖南 长沙 410081; 2. 中国社会科学院 农村发展研究所, 北京 100732)

摘要:加大对农业转移人口人力资本投入是缩小城乡收入差距、扩大中等收入群体的重要途径。利用 CGSS 数据测算农业转移人口客观收入剥夺指数, 并从受教育程度、工作经验、技能培训、健康水平等角度估计人力资本积累降低客观收入剥夺指数的作用。研究表明: (1) 受教育程度与工作经验对客观收入剥夺指数的作用呈现非线性变动, 接受技能培训、提高健康状况均有利于降低客观收入剥夺指数。(2) 机制检验发现, 农业转移人口就业稳定性和主观阶层认同发挥了中介作用。(3) 进一步回归结果显示农业转移人口人力资本积累存在地区异质性和受剥夺程度异质性。研究结果为后续提高人力资本投入以促进农业转移人口收入提供了经验证据, 为中国制定更加公平合理的人力资本投资政策提供重要启示。

关键词:农业转移人口; 人力资本积累; 客观收入剥夺指数; 教育投资

中图分类号: F014.4

文献标识码: A

文章编号: 1005-0566(2021)11-0045-12

How Does Human Capital Accumulation Improve the Income of Agricultural Transfer Population?

——Based on the Relative Deprivation of Income of Agricultural Transfer Population

YUAN Dongmei¹, JIN Jing¹, WEI Houkai²

(1. School of Business, Hunan Normal University, Changsha 410081, China;

2. Rural Development Institute of the CASS, Beijing 100732, China)

Abstract: Increasing investment in human capital for the agriculturally transferred population is an important way to narrow the urban-rural income gap and expand the middle-income group. This paper uses CGSS data to calculate the objective income deprivation index of the agricultural migrant population, and estimates the effect of human capital accumulation in reducing the objective income deprivation index from the perspectives of education level, work experience, skill training and health level. The results show that: (1) The effect of education level and work experience on reducing the objective income deprivation index showed a nonlinear change. Receiving skills training, improving health levels are all conducive to reducing the objective income deprivation index. (2) The mechanism test shows that the employment stability and the subjective class identity of the rural-to-urban migrants play an intermediary role. (3) Further regression results show that there are regional heterogeneity and heterogeneity in the degree of deprivation in the

收稿日期: 2020-07-03 修回日期: 2021-08-08

基金项目: 国家社科基金面上项目“产业结构转型升级与稳就业协同推进的实现机制和支撑政策研究”(20BJL141)。

作者简介: 袁冬梅(1971—), 女, 湖南衡南人, 经济学博士, 湖南师范大学商学院教授, 博士生导师, 研究方向为城镇化与城乡收入差距。通信作者: 金京。

accumulation of human capital of the agricultural migrant population. This study provides empirical evidence for the follow-up human capital investment to promote the increase of the income level of the agricultural transfer population, and provides important enlightenment for China to formulate a fairer and more reasonable human capital investment policy.

Key words: agricultural migrant population; human capital accumulation; objective income deprivation index; education investment

改革开放以来,农业剩余劳动力非农转移和重新配置在较长一段时期是中国经济增长最根本的源泉^[1]。非农就业使农业剩余劳动力实现了职业转换,进入生产率相对更高的工业和服务业部门并因此获得了更高的个人收入,我国的城乡收入差距也因此在此前的一段时期内出现了缩小的趋势^[2]。但由于城乡二元分隔体制和户籍壁垒未彻底消除,农业转移人口在子女义务教育、基本社会保险、最低生活保障和就业等方面仍不能享受与城市户籍居民同等的待遇^[3],加之产业转型升级的加快,两大群体的收入差距自 2013 年以来没有缩小反而出现扩大化趋势^①。本文利用 CFPS、CGSS 和 CMD5 等问卷数据对非农就业中城市户籍人口与农业转移人口的人均年收入进行粗略的比较^②,发现该比值在 2013—2017 年间处于高位徘徊的状态,2017—2018 年间则出现一定程度的上升,2018 年该比值达到了 2.427 倍。与此相关联的是,中国居民收入差距基尼系数自 2016 年来也出现反弹,2017 年该系数超过国际警戒线达到了 0.47^[5-6]。一般认为,城乡收入差距是我国整体收入差距的最主要构成部分,而农民工与城镇职工的工资差距则是城乡收入差距的长期决定因素之一^[7]。因而,缩小农业转移人口与城市户籍人口的收入差距是缩小城乡整体收入差距、扩大中等收入群体的关键与核心内容。随着城镇化率的提高和中小城市产业专业化水平提升,更多的农业剩余劳动力将向大城市和城市群迁移^[8],如何改善农业转移人口的收入和社会生活状况,使其更好地融入城市,避免形成城市新的二

元结构,关系到中国“两步走”战略的顺利实施和中等收入陷阱的顺利跨越。

一、文献综述

关于非农就业两大群体间收入差距长期存在且趋于扩大的深层次原因,现有研究探讨了体制和户籍壁垒等的约束作用^[9]。一些学者研究发现家庭背景、城乡户籍等是构成基础教育质量机会不平等的主要来源,机会不平等的存在对收入差距的解释程度超过个体的努力水平^[10-11],且城市倾向性的教育投资政策强化了原本就存在的城乡劳动力之间的认知能力和技能水平差异,农民工家庭在人力资本和社会资本积累方面的劣势导致了贫困的代际传递和城乡收入差距的不断扩大^[12-13]。只有进城接受更高质量的教育和获得非农就业机会,才有可能摆脱收入阶层固化、实现职业的向上流动和收入阶层的攀升^[14]。

教育等人力资本投资对收入增长和城市归属感的作用日益受到重视。教育有助于农民获得非农就业机会进而缓解收入不平等^[15],但城市偏向型的教育经费投入、低收入家庭面临的教育投入约束和公共教育投入不足导致了城乡家庭收入差距扩大^[16-17]。因此,如何有效地发挥教育提高农业转移人口收入的作用,教育投入与收入差距之间存在什么关系,目前的研究并没有形成明确的结论。

同时,人力资本的内涵还包括工作经验、职业技能和健康状况等内容。众多研究认为丰富工作经验和提升职业技能有利于劳动者提高就业能力,增加对就业区位和流动距离的选择权从而增

① 本文中农业转移人口内涵等同于农民工,按照国家统计局的定义,主要指外出从业 6 个月及以上的农民工,为避免“农民工”这一名词带有的歧视性质^[4],本文全部采用“农业转移人口”这一概念。

② 本文使用 CFPS、CGSS 和 CMD5 3 个数据库的问卷数据,以户籍和常住地区分城镇居民和农业转移人口,分别计算两类群体的人均年收入,再将人均年收入相除得到两类群体收入的比值,因考察的是比值故不再按照每年价格水平进行调整。

加收入^[18-20]。就农业转移人口而言,职业教育与技能培训能够稳定农民工就业、提高工作效率和城市归属感,而且在职培训对新生代农民工增加收入的作用尤为显著^[21-23]。Grossman(1972)^[24]将人力资本概念应用到健康领域,奠定了健康经济学的基础。健康人力资本有助于劳动力接受教育和提升技能水平,是保持高质量劳动力稳定持续供给的重要条件^[25-27],有研究认为健康对实现农村减贫的作用比教育更明显^[28]。良好的健康状况对于提高农村居民劳动生产力和非农就业率、获取非农就业收入具有显著的正向影响^[29],较差的健康状况将减少获得高收入的可能性^[30]。

对于收入差距或收入不平等的刻画与测度,除了常见的基尼系数、泰尔指数或熵指数外,有学者提出了相对剥夺(Relative Deprivation)的概念^[31-33]。此后出现的 Yitzhaki 收入剥夺指数、Kakwani 收入剥夺指数及相关理论被国内学者使用并在收入差距的测度上进行了新的尝试,但研究的重点主要集中于分析城乡收入差距或农民工的低收入状况及产生的影响^[34-35]。

总体来看,上述研究是本文研究的坚实基础,但忽视了农业转移人口这一群体的特殊性,也未全面考察人力资本各指标对农业转移人口非农就业收入差距的综合影响。在现有的关于城乡收入差距的研究中,农业转移人口绝大多数是作为城市常住人口进行统计,其真实的收入状态和在城市的阶层认同无法反映出来。而使用收入剥夺理论的研究没有专门关注非农就业中农业转移人口与城市户籍人口的收入差距,也没有系统地探讨人力资本积累提高农业转移人口收入、降低相对收入剥夺程度的作用。

基于此,本文可能的贡献:一是聚焦于农业转移人口这一特殊群体,将其收入和城市户籍人口收入进行比较,使用客观收入剥夺指数衡量二者的相对收入状况,深入探讨收入差距形成的原因及改善途径。二是将人力资本分解为受教育程度、工作经验、技能培训、健康水平等指标,考察各指标独自及综合提升农业转移人口收入的作用机理。三是分析并检验了主观阶层认同和就业稳定

性作为机制的中介效应。四是通过区分所在地和进行分位数回归,分析在不同地区、不同的客观收入剥夺程度下人力资本积累影响收入的异质性,力争为有针对性的市民化政策和人力资本政策的实施提供依据。

二、理论分析与研究假设

对人力资本的研究多基于 Schultz(1961)^[36]、Becker(1994)^[37]的理论基础,为此,本文将从受教育程度、工作经验和技能培训以及健康水平等方面总结人力资本积累影响农业转移人口收入、缩小非农就业收入差距的机理。

第一,正规教育有利于提高劳动者的知识积累、认知能力和就业技能,从而提高其劳动生产率和工资报酬,并通过“结构效应”和“工资压缩效应”影响收入分配。提高低学历群体的教育投入产生的收入回报边际效应要高于城市户籍人口,即教育扩展具有收入效应,但这种效应并非是线性的^[38-39]。Knight等(1983)^[40]发现二元经济结构中教育的“结构效应”和“工资压缩效应”使其对收入分配有复杂影响。“结构效应”意味着高学历群体能够获得更多的教育资源从而扩大高素质劳动力比重,扩大收入的不平等;“工资压缩效应”是指高学历劳动力相对过剩人口的存在和边际报酬逐渐递减不断降低高学历人群未来教育收益率,改善了收入分配不平等状况。从中国较长一段时期的教育供给来看,由于基础教育财政分权体制的约束,农业转移人口难以获得与流入地城市居民同等的教育资源,导致了教育不平等和“结构效应”的存在。从国外的经验来看,在经济发展的后期阶段,教育不平等的减少以及平均受教育水平的提高才能有效降低收入不平等的程度^[41]。由此本文提出假说1。

假说1:长期来看,教育水平的整体提升对非农就业两大群体间的收入差距存在先扩大后缩小的作用。

第二,工作经验积累和职业技能培训产生的技能工资溢价效应影响农业转移人口收入。技能工资溢价是指高技能劳动工资和低技能劳动工资的比率,高技能劳动力能适应城市产业结构的调

整而获得更高的工资溢价^[42]。工作经验积累转化为工作技能提升的过程离不开“干中学”作用,“干中学”能让个体在实践中不断总结经验以提高劳动生产率^[43],从而提升就业技能进而获得更高的技能工资。但 Mincer 收入函数指出工作经验对收入水平的影响存在生命周期效应。要想改变这种变化趋势,参加技能培训是重要途径。农业转移人口由于平均受教育程度较低,参加职业技能培训是提高专业技术水平较为便利且可行的方式。职业技能培训通过提高农业转移人口职业选择权和就业稳定性,为收入持续稳定增长提供保障。由此本文提出假说 2。

假说 2:工作经验积累对缩小收入差距的作用呈现先缩小后扩大的趋势,而提高技能水平始终有助于农业转移人口缩小收入差距。

第三,健康水平提升通过提高劳动生产力回报率促进收入增长。在传统人力资本理论的基础上,提升健康水平对经济增长的正向作用已经被学者证实^[44]。首先,健康的体魄直接强化了个人和家庭的劳动生产率,有利于农业转移人口参与社会生产,缩小与城市居民的收入差距。其次,健康与寿命息息相关,预期寿命更长的个体更有动力在生产阶段进行储蓄,为子女教育进行投资,降低了贫困代际传递的可能性^[45]。预期寿命长也意味着更低的死亡率,提高人口平均年龄的同时降低了女性大量生育的必要性,使得总人口中适龄劳动力的比例不断上升^[46]。由此本文提出假说 3。

假说 3:提高农业转移人口的健康水平对促进收入分配均衡始终保持正向作用。

上述总结表明,人力资本各指标通过稳定就业和提升社会阶层等传导作用保障农业转移人口收入的持续增长。这是因为人力资本水平的提高使其能更好地胜任工作岗位,劳资双方将愿意维持当下的雇佣状态^[47]。经验证据显示,具有高学历和培训经历的农业转移人口在正规劳动力市场获得长期合同的可能性较高,在城市务工积累的经历也有助于建立城市关系网络以增加城市就业的稳定性,参与务工地医疗保险可显著缩短周工作小时数并减轻其劳动压力^[48-49]。因而,正规教

育、技能培训和医疗保险等是提升农民工就业稳定性的关键因素^[15,50]。同时,农业转移人口职业阶层和社会阶层的向上流动也是人力资本积累作用于收入差距缩小的重要渠道。具体来看,受教育程度的提高不仅能提高个体社会经济地位^[51],使得农业转移人口实现职业阶层向上流动^[48],而且能通过代际传递影响子代的人力资本和社会经济地位,实现收入的增加^[52]。同时,就业技能水平提高、良好的健康状况也有利于农业转移人口摆脱职业代际固化、进入高收入行业,实现职业向上流动和社会阶层的跨越^[30],最终都将通过社会阶层的流动实现促进收入分配均衡的目标。由此本文提出假说 4。

假说 4:人力资本积累有利于促进农业转移人口的就业稳定性、提升主观阶层认同,并因此促进收入分配均衡。

三、模型设定、变量选择与数据来源

(一) 模型设定与变量选择

依据第二部分的理论分析和研究假说,并借鉴 Mincer 收入函数和 Knight 等(1983)的理论基础,本文从受教育程度、工作经验、技能培训与健康水平 4 个方面考察人力资本积累对于缩小收入差距的作用并构建以下模型:

$$Y = \beta_0 + \beta_1 Edu + \beta_2 Edu^2 + \beta_3 Exp + \beta_4 Exp^2 + \beta_5 Tra + \beta_6 Hea + \beta_7 Ins + \beta_8 Control + \varepsilon \quad (1)$$

方程(1)中被解释变量 Y 为客观收入剥夺指数 $KIDI(x, x_k)$ 。核心解释变量中 Edu 是受教育程度, Exp 为工作经验, Tra 为技能培训, Hea 和 Ins 是衡量健康水平的指标。 $Control$ 是除人力资本积累以外的其他变量, β_0 为截距项、 $\beta_1 \sim \beta_7$ 是核心解释变量的变动系数、 β_8 为其他变量的变动系数, ε 为误差项。

1. 被解释变量。本文的主要被解释变量为客观收入剥夺指数 $KIDI(x, x_k)$, 该指数的计算方式基于 Kakwani 指数。首先将在城市居住的样本 X 中的每个样本按收入升序排列得到样本集合 $X = X(x_1, x_2, x_3, \dots, x_n)$, 再利用以下公式进行测算:

$$KIDI(x, x_k) = \frac{1}{n \times \mu_{x_j=i+1}} \sum_{i=1}^n (x_j - x_i) = \gamma_{x_i}^+ \left[\frac{\mu^+ x_i - x_k}{\mu_x} \right] \quad (2)$$

其中, μ_x 为总样本中的人均收入, $\gamma_{x_k}^+$ 为集合中收入超过 x_k 的样本所占的比重, 以百分比的形式出现, $\mu_{x_k}^+$ 为 X 集合中收入超过 x_k 的样本收入的均值。KIDI 指数将在 0~1 范围内, 越接近 1, 则说明该样本受到的收入剥夺越严重。需要说明的是, 由于样本中的个体相互独立, 城市户籍居民的收入不会影响到农业转移人口客观收入剥夺指数的测算。

2. 核心解释变量。核心解释变量包括受教育程度 (*Edu*)、工作经验 (*Exp*)、技能培训 (*Tra*)、主观健康水平 (*Hea*)、社会保险参与种类 (*Ins*) 5 个指标。

(1) 受教育程度 (*Edu*)。以接受的最高教育程度来衡量, 受教育年限设为: 未上过学 = 0 年, 私塾/扫盲班 = 1 年, 小学 = 6 年, 初中 = 9 年, 中专、职业高中和普通高中 = 12 年, 大学专科 = 15 年, 大学本科 = 16 年, 研究生及以上 = 19 年, 若未毕业则减去 1 年。

(2) 工作经验 (*Exp*)。借鉴程名望等(2016)^[53]的方法, 令工作经验 = 年龄 - 受教育年限 - 7。如果样本的受教育程度在高中及以下, 工作经验 = 调查时的当年年龄 - 18。

(3) 技能培训 (*Tra*)。本文以“在空闲时间进行学习充电的频率”作为衡量指标并取“经常”和“非常频繁” = 1, 其余取 0。

(4) 主观健康水平 (*Hea*)。该指标反映个体的主观健康水平, 以“您觉得您目前的身体健康状况”的结果来度量, 取“比较健康”和“很健康” = 1, 其余取 0。

(5) 社会保险参与种类 (*Ins*)。该指标反映个体的客观健康水平, 以“是否参与了基本养老保险/基本医疗保险/商业医疗保险”的结果作为近似指标, 令“参与了” = 1, “没参与” = 0。

3. 控制变量。考虑到除人力资本因素以外, 个人因素的政治面貌 (*Pol*)、宗教信仰 (*Fai*)、性别 (*Gen*) 和影响家庭因素的婚姻状况 (*Mar*)、住房产权 (*Hou*) 等均会影响到客观收入剥夺指数, 故本文对上述变量进行控制。政治面貌为党员取 1, 其余取 0; 无宗教信仰取 1, 其余取 0; 男性取 1,

女性取 0; 婚姻状况中有过配偶取 1, 其余取 0; 住房产权则通过“目前这套住宅的产权是否属于自己”进行衡量, 产权属于自己则取值为 1, 否则取值为 0。

(二) 数据来源与统计

为获得足够的样本量, 本文借鉴何欣等(2016)^[54]、毛宇飞等(2017)^[55]的方法将 2012 年、2013 年和 2015 年中国综合社会调查数据 (CGSS) 合并, 采用多阶分层 PPS 随机抽样法, 3 年有效问卷量分别为 11776 份、11439 份、10968 份。本文首先选择样本类型为在城市从业 6 个月及以上且年龄在 18—65 岁以内的人群, 即不考虑户籍因素包含农业转移人口与城市户籍人口。在此前提下剔除在各项目下选择“不知道”“不适用”和“拒绝回答”的问卷, 最后有效问卷 12530 份, 占总问卷数目 36.88%, 其中城市户籍居民样本 8743 份, 农业转移人口样本 3787 份。各变量描述统计分析如表 1。

表 1 变量的描述与统计

变量名称	城市户籍人口				农业转移人口			
	最大值	最小值	均值	标准差	最大值	最小值	均值	标准差
<i>KIDI</i>	0.9984	0.0043	0.4657	0.2110	0.9948	0.0142	0.5141	0.2283
<i>Edu</i>	19	0	13.69	2.5271	19	0	11.43	3.575
<i>Exp</i>	53	0	23.0626	13.2649	47	0	21.4341	12.4829
<i>Tra</i>	1	0	0.1785	0.3829	1	0	0.0808	0.2725
<i>Hea</i>	1	0	0.7067	0.445	1	0	0.7254	0.4463
<i>Ins</i>	3	0	1.8314	0.7236	3	0	1.4802	0.7471
<i>Pol</i>	1	0	0.1826	0.3864	1	0	0.0522	0.2226
<i>Fai</i>	1	0	0.8986	0.3019	1	0	0.8693	0.3373
<i>Gen</i>	1	0	0.5395	0.4984	1	0	0.5503	0.4976
<i>Mar</i>	1	0	0.8860	0.3177	1	0	0.8840	0.3330
<i>Hou</i>	1	0	0.5147	0.4988	1	0	0.3636	0.4810

由表 1 的统计结果来看, 与城市户籍人口相比, 农业转移人口人均收入明显低些, 而客观收入剥夺指数的平均值和标准差都明显高些。核心解释变量中, 城市户籍人口的平均受教育程度处于高中毕业到大专教育层次, 而农业转移人口平均受教育程度基本在高中未毕业层次。无论是从最大值、均值还是标准差来看, 城市户籍人口在工作经验积累、技能培训和社会保险参与度方面均要优于农业转移人口群体。主观健康水平指标在农业转移人口与城市户籍人口之间的差距则相差不大。总体而言, 相比于城市户籍人口, 农业转移人

口人力资本水平处于劣势,在收入分配上也处于不利位置。

四、实证结果分析

(一) 基准估计

基于前文构建的模型进行基准回归结果见表 2。表 2 的回归结果表明,人力资本的核心变量始终在 1% 水平上显著,说明农业转移人口进行人力资本积累能够缩小与城市户籍居民的收入差距,但作用效果各有差异。具体来看,受教育程度 (*Edu*) 对客观收入剥夺的影响呈现倒“U”型变动,拐点值为 11.5 年^①。证实了假说 1 的合理性,说明从长期趋势来看提高受教育程度降低了客观收入剥夺指数。当前,农业转移人口的平均受教育程度(11.43 年)正处于职业高中或普通高中就读层次,教育人力资本尚未完全发挥促使收入增加、降低客观收入剥夺指数的作用。

表 2 人力资本积累影响客观收入剥夺指数的基准回归

变量	(1)	(2)	(3)
	KIDI	KIDI	KIDI
<i>Edu</i>	0.023 *** (0.004)	0.022 *** (0.0038)	0.023 *** (0.0038)
<i>Edu</i> ²	-0.002 *** (0.000)	-0.001 *** (0.0002)	-0.001 *** (0.0002)
<i>Exp</i>	-0.006 *** (0.001)	-0.006 *** (0.0011)	-0.005 *** (0.0013)
<i>Exp</i> ²	0.0002 *** (2.20e-05)	0.0002 *** (2.16e-05)	0.0002 *** (2.46e-05)
<i>Tra</i>	-0.031 *** (0.0038)	-0.0261 *** (0.0037)	-0.0265 *** (0.0037)
<i>Hea</i>	-0.056 *** (0.008)	-0.047 *** (0.0078)	-0.047 *** (0.0079)
<i>Ins</i> = 1	0.020 * (0.0119)	0.022 * (0.0115)	0.023 ** (0.0116)
<i>Ins</i> = 2	-0.012 (0.0115)	-0.010 (0.0111)	-0.008 (0.0113)
<i>Ins</i> = 3	-0.117 *** (0.0193)	-0.109 *** (0.0187)	-0.107 *** (0.0187)
个人因素		是	是
家庭因素			是
常数项	0.601 *** (0.0212)	0.625 *** (0.0245)	0.632 *** (0.0248)
样本量	3,787	3,787	3,787
<i>R</i> ²	0.195	0.242	0.243

注:***、**和*分别表示在 1%、5%和 10%水平上显著,以下各表同。

工作经验和技能培训对客观收入剥夺指数的回归结果证实了假说 2 的存在。工作经验 (*Exp*) 的积累与客观收入剥夺指数之间存在“U”型变动关系,“U”型拐点为 12.5 年,意味着一个人如果 21 岁大学毕业,则 33.5 岁前工作经验的增加将促使收入增加,33.5 岁以后仅靠工作年限延长已难以缩小与高技能劳动力的收入差距。技能培训 (*Tra*) 与客观收入剥夺指数负相关。即接受培训的农民工有机会从事高技能工作,缩小与城市户籍人口的收入差距。依据 2018 年农民工监测调查报告数据,中国农民工目前受教育程度和工作经验两个指标都不利于其缩小与城市户籍居民的收入差距。这是因为当前“80 后”的农民工占农民工总数过半,其中学历在高中以下的人数占比超过 70%,受教育程度较低、工作年限较长,收入分配不平等状况难以短期改善。

主观健康水平 (*Hea*) 及社会保险参与种类 (*Ins*) 与客观收入剥夺指数呈反向关系,说明对缩小收入差距都具有积极作用,验证了假说 3 的合理性。当前农业转移人口得益于国家近年来医疗保险尤其是新农合的覆盖面和大病支出可报销比例大幅度提高,缓解了因疾病导致的经济负担,促进了身体的健康与收入的提高。

(二) 稳健性检验

为了检验模型设定的稳健性。本文通过变换模型、替换被解释变量和解释变量以及使用工具变量法进行稳健性检验。首先,由前文的测算结果可知 $KIDI(x, x_k)$ 是一个在 (0, 1) 范围内的连续受限因变量,从而可以利用 Tobit 模型对其进行回归。其次,通过改变客观收入剥夺指数的测算方法、使用替代变量以克服可能存在的指标选取偏误问题,在这里我们采用 Podder 指数公式重新进行测算,测算公式为:

$$PIDI(x, x_k) = \frac{1}{n} \sum_{j=i+1}^n (\ln x_j - \ln x_i) =$$

① 在模型中 $KIDI(x, x_k) = \beta_0 + \beta_1 Edu + \beta_2 Edu^2 + \beta_3 Exp + \beta_4 Exp^2 + \beta_5 Tra + \beta_6 Hea + \beta_7 Ins + \beta_j Control + \varepsilon$ 中,求 *Edu* 和 *Exp* 的拐点公式如下:将 $KIDI(x, x_k)$ 对 *Edu* 求偏导,得 $\partial KIDI(x, x_k) / \partial Edu = \beta_1 + 2\beta_2 Edu$, 令其为零则可计算出受教育年限的拐点值为 $-\beta_1 / 2\beta_2$, 同理将 $KIDI(x, x_k)$ 对 *Exp* 求偏导,得到工作经验的拐点值为 $-\beta_3 / 2\beta_4$ 。

$$\gamma_{x_k}^+(\mu_{\ln x_k}^+ - \ln x_k) \quad (3)$$

$PIDI(x, x_k)$ 为个体 x_k 用对数化收入衡量的收入剥夺指数, $\gamma_{x_k}^+$ 为集合中收入超过 x_k 的样本所占的比重, 以百分比的形式出现, $\mu_{\ln x_k}^+$ 为 $\ln x$ 集合中收入超过 $\ln x_k$ 的样本收入的均值。

此外, 我们使用“过去四周心情沮丧的频率”(Men) 作为自评身体健康的替代变量进行回归。本文令“很少”“从不”=1, 其余取0。同时将“是否接受中专及以上教育”做受教育年限的替代变量, 接受则取值1, 否则取0。回归结果见表3第(1)~(4)列, 稳健性检验中其系数大小存在不同, 但符号和显著性水平基本相同, 与OLS回归结果保持一致, 侧面佐证了表2结果的合理性。

表3 人力资本积累影响客观收入剥夺指数的

稳健性回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	KIDI	PRD	KIDI	KIDI	KIDI
$Edu \geq$ 中专				-0.0303 ** (0.0128)	
Edu	0.023 *** (0.0035)	0.093 *** (0.0133)	0.021 *** (0.0038)	—	0.283 ** (0.119)
Edu^2	-0.001 *** (0.00019)	-0.006 *** (0.0007)	-0.0014 *** (0.0002)	—	-0.0244 *** (0.0064)
Exp	-0.005 *** (0.0012)	-0.024 *** (0.0040)	-0.005 *** (0.00126)	-0.005 *** (0.00131)	0.006 (0.0064)
Exp^2	0.0002 *** (2.35e-05)	0.0008 *** (8.52e-05)	0.0002 *** (2.45e-05)	0.0002 *** (2.56e-05)	-0.0001 ** (0.0001)
Tra	-0.026 *** (0.0036)	-0.066 *** (0.0105)	-0.026 *** (0.0037)	-0.0291 *** (0.0037)	0.0015 *** (0.0145)
Hea	-0.0466 *** (0.0075)	-0.159 *** (0.0258)	—	-0.0468 *** (0.00796)	-0.036 (0.0266)
$Ins = 1$	0.023 ** (0.0113)	0.089 *** (0.0337)	0.021 * (0.0115)	0.0229 ** (0.0116)	-0.004 (0.0406)
$Ins = 2$	-0.008 (0.0110)	0.016 (0.0326)	-0.011 (0.0112)	-0.0097 (0.0112)	-0.047 (0.0419)
$Ins = 3$	-0.107 *** (0.0183)	-0.153 *** (0.0447)	-0.106 *** (0.0187)	-0.112 *** (0.0188)	-0.172 ** (0.0732)
Men			-0.013 *** (0.0018)		
控制变量	是	是	是	是	是
常数项	0.632 *** (0.0238)	0.987 *** (0.0757)	0.568 *** (0.0241)		1.085 *** (0.412)
样本量	3787	3787	3787		3787
R^2		0.243	0.246		
工具变量的识别检验					
F 统计量	28.99		Anderson Canon. LM		40.48
P 值	0.000		Weak id 统计量		41.37
Stock Yogo 10%	19.93				41.01

在内生性问题上, 由于本文样本来源于3年非连续数据, 年份跨度较短, 故可认为不存在人力资本积累与收入差距之间的双向因果关系, 同时本

文衡量健康的指标中包含了主观健康水平和基本医疗保险、基本养老保险和商业养老保险这3个参保指标, 降低了健康人力资本选取上存在遗漏变量的可能性, 故本文将重点考察教育人力资本积累与收入差距之间的内生性问题。借鉴Li等(2004)^[56]的方法, 本文选取父辈的受教育年限作为农业转移人口教育人力资本的工具变量。工具变量回归结果见表3第(5)列, 回归结果符号和显著性水平与OLS回归结果保持一致。一阶段F统计量、Anderson Canon. LM和Weak id统计量的值显示模型的工具变量有效, 且不存在识别不足和弱工具变量问题, 可以认定回归模型稳定, 回归结果可信。

(三) 就业稳定性、主观阶层认同的中介作用检验

理论机制中分析了人力资本积累可以通过提升农业转移人口的就业稳定性和社会阶层进而缩小收入差距, 在此借鉴温忠麟等^[57]中介效应检验模型, 构建如下方程(4)~方程(7)进行检验。就业稳定性(Emst)的量化按照是否签订合同来决定, 签订则取1, 否则取0。主观阶层认同(Status)的衡量是将对自我社会地位的评估中1~10分按每2分一级合并为5个等级, 从低到高分别赋值为1~5。方程(4)~方程(7)设定如下, 其中Control为控制变量, ε 、 ε_1 、 ε_2 、 ε_3 为回归残差。由于受教育程度与工作经验对客观收入剥夺指数存在非线性影响, 有理由认为其对中介变量的影响也是非线性的, 故设定受教育程度(Edu)、工作经验(Exp)的平方项。

$$KIDI = \beta_0 + \beta_1 Edu + \beta_2 Edu^2 + \beta_3 Exp + \beta_4 Exp^2 + \beta_5 Tra + \beta_6 Hea + \beta_7 Ins + \beta_j Control + \varepsilon \quad (4)$$

$$Emst = c_1 + c_{11} Edu + c_{21} Ed u^2 + c_{31} Exp + c_{41} Ex p^2 + c_{51} Tra + c_{61} Hea + c_{71} Ins + c_{j1} Control_{j1} + \varepsilon_1 \quad (5)$$

$$Status = c_2 + c_{12} Edu + c_{22} Ed u^2 + c_{32} Exp + c_{42} Ex p^2 + c_{52} Tra + c_{62} Hea + c_{72} Ins + c_{j2} Control_{j2} + \varepsilon_2 \quad (6)$$

$$KIDI = c_3 + b_1 Status + b_2 Emst + c_{13} Edu + c_{23} Ed u^2 + c_{33} Exp + c_{43} Ex p^2 + c_{53} Tra + c_{63} Hea +$$

$$c_{73}Ins + c_{j3} Control_{j3} + \varepsilon_3 \quad (7)$$

检验结果是:表 4 的第(1)一(4)列分别报告了回归方程(4)一(7)的结果。针对不显著的指标进行 bootstrap 检验的结果见第(5)列。检验结果显示:中介效应显著且各指标均为部分中介效应,检验了假说 4 的存在,证明了农业转移人口人力资本投资能够通过提高就业稳定性和主观阶层认同缩小与城市户籍人口的收入差距。

表 4 人力资本积累影响客观收入剥夺指数的中介效应检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	KIDI	Emst	Status	KIDI
Status = 2				-0.0466 *** (0.0094)
Status = 3				-0.0675 *** (0.0096)
Status = 4				-0.172 *** (0.0169)
Status = 5				-0.0998 ** (0.0455)
Emst				-0.0427 *** (0.0066)
Edu	0.023 *** (0.0038)	-0.149 *** (0.0367)	-0.0082 (0.0191)	0.0195 *** (0.0037)
Edu2	-0.001 *** (0.0002)	0.0083 *** (0.0019)	0.0007 (0.0010)	-0.0013 *** (0.0002)
Exp	-0.005 *** (0.0013)	-0.0685 *** (0.0128)	-0.0148 ** (0.0066)	-0.0065 *** (0.0012)
Exp2	0.0002 *** (2.46e-05)	0.0013 *** (0.0002)	0.0002 * (0.0001)	0.0002 *** (2.40e-05)
Tra	-0.026 *** (0.00372)	0.102 *** (0.0382)	0.129 *** (0.0197)	-0.0215 *** (0.0036)
Hea	-0.046 *** (0.0079)	-0.0238 (0.0804)	0.328 *** (0.0411)	-0.0383 *** (0.0077)
Ins = 1	0.023 *** (0.0116)	0.301 ** (0.130)	0.113 * (0.0616)	0.0292 ** (0.0113)
Ins = 2	-0.007 (0.0113)	0.837 *** (0.126)	0.176 *** (0.0601)	0.0052 (0.0111)
Ins = 3	-0.107 *** (0.0187)	1.128 *** (0.196)	0.494 *** (0.0995)	-0.0797 *** (0.0186)
控制变量	是	是	是	是
常数项	0.632 *** (0.0248)	-0.309 (0.254)		0.688 *** (0.025)
样本量	3787	3787	3787	3787
R ²	0.243			0.275
	(5) bootstrap 检验			
	LLCI	ULCI	BootLLCI	BootULCI
Edu	-0.0083	-0.0043	-0.0005	0.0003
Edu2	-0.0006	-0.0004	0.0000	0.0000

水平存在较大差距,东部地区一直是农业转移人口流入最多的地区,也是中等收入群体分布最为集中的地区。因此,在整体回归的基础上有必要按流入地进行分区域考察。本文按照传统的东部、中部和西部分类法得到各地区符合条件的样本比例分别为 59.8%、21.7% 和 18.4%,回归结果如表 5 所示。

表 5 分地区农业转移人口客观收入剥夺指数回归结果

变量	(1)	(2)	(3)
	东部地区	中部地区	西部地区
Edu	0.022 *** (0.0049)	0.027 *** (0.0081)	0.019 ** (0.00823)
Edu2	-0.001 *** (0.0003)	-0.002 *** (0.0004)	-0.001 *** (0.0004)
Exp	-0.004 *** (0.0015)	-0.003 (0.0029)	-0.005 * (0.0031)
Exp2	0.00022 *** (3.06e-05)	0.00019 *** (5.52e-05)	0.00022 *** (6.21e-05)
Tra	-0.034 ** (0.0148)	0.017 (0.0323)	-0.024 (0.0292)
Hea	-0.043 *** (0.0105)	-0.069 *** (0.0154)	-0.012 (0.0179)
Ins = 1	0.009 (0.0142)	0.003 (0.0234)	0.038 (0.0327)
Ins = 2	-0.019 (0.0135)	-0.020 (0.0229)	0.005 (0.0328)
Ins = 3	-0.112 *** (0.0213)	-0.120 *** (0.0463)	-0.035 (0.0512)
控制变量	是	是	是
常数项	0.492 *** (0.0275)	0.696 *** (0.0524)	0.714 *** (0.0543)
样本量	2,265	823	699
R ²	0.252	0.279	0.193

表 5 回归结果显示东部、中部地区人力资本积累缩小收入差距的效果更显著。东部地区受教育程度的拐点与基准回归一致,代表了农业转移人口的主体情况。受教育程度需达到中专、高中及以上才会对降低客观收入剥夺指数产生正向作用。中部地区受教育程度的拐点比东部要来得早,完成初中及以上学历教育就能促进相对收入增长。相对于东部地区而言,中部地区经济发展水平和城镇化率更低,因而提高教育的平均水平对缩小收入差距有更快更显著的作用。随着西部大开发战略的深入以及“一带一路”建设的推进,西部地区吸引了较多的高技能人才,在一定程度上提高了教育的平均水平,因此西部地区受教育程度的拐点来临要晚于中部地区。就工作经验和

五、进一步分析

(一) 按农业转移人口流入地分区域检验

在中国由于不同地区经济发展水平与城镇化

技能培训的作用而言,东部地区能够提供更多的技术型工作岗位,劳动力工作经验的积累和技能水平提升均有利于促进收入分配均衡,在回归中技能培训指标显著且系数绝对值最大证明了这一点。西部地区经济发展处于劳动力边际报酬递增阶段,通过提升工作经验以促进收入分配均衡的作用最为明显。主观健康水平指标则只有东部和中部地区显著,且中部地区在主观健康水平指标和参与社会保险参与种类指标下对缩小收入差距的作用更为明显。中部地区在健康上的公共投入和医疗卫生建设水平上与东部地区存在一定的差距,因此提高健康人力资本投入对促进收入分配的作用更为明显。

(二)客观收入剥夺指数的分位数回归检验

前面的 OLS 回归仅从均值角度证明了人力资本与客观收入剥夺指数之间的变动关系,分位数回归相较于 OLS 回归更不容易受极端值影响,且能够更全面地识别受教育程度、技能培训等变量对客观收入剥夺指数在不同分位数上的影响,具体结果见表 6。

从表 6 结果来看,受教育程度平方项 (*Edu2*) 的系数值随分位数递增不断下降,技能培训 (*Tra*) 系数绝对值则随分位数递增逐渐上升。工作经验 (*Exp*)、主观健康水平 (*Hea*) 系数呈现“两头小中间大”的特征。社会保险参与种类 (*Ins*) 随分位数的增加对降低客观收入剥夺指数的作用整体呈现波动变化。

具体来看,受教育程度平方项 (*Edu2*) 的分位数回归显示提高教育水平以促进收入分配均衡的最大边际贡献点为 90 分位点处,系数绝对值达到 0.0024,高于整体回归下的 0.0017。工作经验 (*Exp*) 的系数最大值位于 50 分位点,健康水平 (*Hea*) 的系数最大值则是 75 分位点,说明收入剥夺较为严重的群体提高健康水平带来的收益更大。技能培训 (*Tra*) 的回归结果显示收入较高的样本通过提高技能水平促进收入分配均衡的作用要高于 OLS 回归的系数值。原因可能在于高收入样本有更多的机会进行技能培训,更有可能在工作经验中通过“干中学”作用增加收入、缩小收入

差距。社会保险参与种类 (*Ins*) 的回归系数表明参与社会保险种类越多,越能缩小收入差距,在参与 3 种保险的情况下以 25 分位点处的效果最为显著,系数绝对值为 0.1236。

表 6 客观收入剥夺指数分位数回归结果

变量	QR_10	QR_25	QR_50	QR_75	QR_90
<i>Edu</i>	0.0128 *	0.0157 ***	0.0192 ***	0.0226 ***	0.0327 ***
<i>Edu2</i>	-0.0007 *	-0.0010 ***	-0.0013 ***	-0.0017 ***	-0.0024 ***
<i>Exp</i>	-0.0062 ***	-0.0047 **	-0.0088 ***	-0.003	-0.003
<i>Exp2</i>	0.00021 ***	0.00018 ***	0.00031 ***	0.00020 ***	0.00014 **
<i>Tra</i>	-0.0387 ***	-0.0330 ***	-0.0246 ***	-0.0190 **	-0.0189 **
<i>Hea</i>	-0.007	-0.0348 ***	-0.0641 ***	-0.0751 ***	-0.0347 *
<i>Ins</i> = 1	0.026	0.006	0.014	0.014	0.042
<i>Ins</i> = 2	-0.000	-0.018	-0.010	-0.025	-0.001
<i>Ins</i> = 3	-0.1058 ***	-0.1236 ***	-0.0979 ***	-0.1101 ***	-0.1152 **
控制变量	是	是	是	是	是
常数项	0.329 ***	0.483 ***	0.6422 ***	0.8124 ***	0.9249 ***

六、结论与建议

(一)结论

本文系统分析了人力资本积累提升收入的积极作用和缩小收入差距的机理,利用 2012—2015 年中国综合社会调查数据,测算了反映收入差距的客观收入剥夺指数,并实证检验了受教育程度、工作经验、技能培训、主观健康水平和社会保险参与度等人力资本指标对收入差距的影响。研究发现,农业转移人口人力资本积累既有直接的缩小收入差距效应,也能通过提高就业稳定性和社会阶层降低客观收入剥夺指数、缩小与城市户籍居民收入差距。其中,受教育程度在高中及以上的群体继续增加教育投入和受教育的时间能够显著地降低客观收入剥夺指数。工作年限达到 12.5 年后未参与技能培训的劳动力会迈入收入增长瓶颈期。接受技能培训、提高健康状况能在一定程度上能减弱受教育程度、工作经验跨过拐点前对客观收入剥夺指数的负面影响。分地区估计的结果显示,东部地区通过参加技能培训降低客观收入剥夺指数的作用最明显,中部地区提高受教育程度、主观健康水平和参与 3 种社会保险的结果则优于其它地区,西部地区通过提高工作经验促进收入分配均衡的作用则要优于东部地区。分位数回归结果显示要缩小农业转移人口与城市户籍人口的收入差距,重点在于提高农业转移人口中受剥夺较为严重群体的人力资本水平。

(二) 建议

第一,教育投资是提升农业转移人口能力与收入的根本途径。从全国层面来看,政府要将平衡教育支出的重点放在高中及以上教育阶段,城市教育部门要进一步完善保障城乡流动人口教育公平的规章制度和监管程序,在保证义务教育覆盖率的同时要加大对农业转移人口和子女高中及以上学历教育的扶持力度,确保其享有平等的受教育权利。从地区层面来看,中西部地区是全国农业转移人口主要的输出地,应优先加大基础教育投资力度,扶持、鼓励农业转移人口完成高中及以上学历教育,推动教育水平的整体提高,缩小与城市居民受教育程度的差距,积极发挥教育缩小收入差距的主体作用。

第二,技能培训能有效地降低农业转移人口客观收入剥夺指数,且能在受教育程度较低时弥补教育可能产生的结构效应。要建立政府、企业与学校共同参与的培训体系,深入实施新生代农民工职业技能提升计划,加大对农业转移人口精准、对标的技能培训,帮助新生代农民工和中年面临转型的农民工提高就业技能和增加收入的能力。针对中西部地区劳动力流出大于流入的现象,政府要继续加大对产业投资和高层次人才引进力度,促进产业优化升级和创造更多的非农就业岗位,并支持和引导吸纳农民工较多的企业开展岗前培训、新型学徒制培训和岗位技能提升培训,降低农业转移人口自我提升的成本。

第三,提高健康水平是改善农业转移人口收入的有力保障。在新型农村合作医疗保险基本覆盖的基础上,政府及相关部门应加大针对农业转移人口的医疗服务和医疗保障投资,完善基本医疗保险跨省异地就医医疗费用直接结算制度,推动农业转移人口逐步享有与户籍人口同等的城镇基本公共服务。同时,政府要加大对农业转移人口中低收入群体的健康教育普及力度,鼓励低收入农业转移人口参与医疗保险和养老保险,并在公共健康产品的资源配置中更多地向中、西部地区倾斜。

第四,以深化户籍制度改革和基本公共服务

提供机制为路径,促进农业转移人口的能力提升与人力资本积累,提高其收入水平与市民化质量。政府要逐步消除户籍制度在医疗、养老、子女入学和住房等方面形成的差别待遇与负面效应,推动城镇基本公共服务覆盖未落户常住人口。对有能力在城市落户的农业转移人口,简化落户手续,放宽人口流动限制,同时要维护其在农村的土地承包权、宅基地使用权、集体收益分配权。农业转移人口自身也要不断扩大社会交往与信息来源,形成综合社会资本网络,不断缩小与城市居民之间的阶层差距和收入差距。

参考文献:

- [1] 蔡昉. 改革时期农业劳动力转移与重新配置[J]. 中国农村经济, 2017(10): 2-12.
- [2] 李实. 中国特色社会主义收入分配问题[J]. 政治经济学评论, 2020, 11(1): 116-129.
- [3] 陆铭, 陈钊. 城市化、城市倾向的经济政策与城乡收入差距[J]. 经济研究, 2004(6): 50-58.
- [4] 魏后凯, 苏红键. 中国农业转移人口市民化进程研究[J]. 中国人口科学, 2013(5): 21-29, 126.
- [5] 潘文轩. 在新时代下实现更加公平合理的收入分配——习近平收入分配思想探析[J]. 经济学家, 2018(10): 14-20.
- [6] 谢伏瞻, 蔡昉, 江小涓, 等. 完善基本经济制度 推进国家治理体系现代化——学习贯彻中共十九届四中全会精神笔谈[J]. 经济研究, 2020, 55(1): 4-16.
- [7] 张延群, 万海远. 我国城乡居民收入差距的决定因素和趋势预测[J]. 数量经济技术经济研究, 2019, 36(3): 59-75.
- [8] 袁冬梅, 信超辉, 袁瑛. 产业集聚模式选择与城市人口规模变化——来自 285 个地级及以上城市的经验证据[J]. 中国人口科学, 2019(6): 46-58, 127.
- [9] 薛进军, 园田正, 荒山裕行. 中国的教育差距与收入差距——基于深圳市住户调查的分析[J]. 中国人口科学, 2008(1): 19-29, 95.
- [10] 张楠, 林嘉彬, 李建军. 基础教育机会不平等研究[J]. 中国工业经济, 2020(8): 42-60.
- [11] 罗良文, 茹雪. 我国收入分配中的机会不平等研究——基于 CGSS 2008—2015 年数据的经验证据[J]. 中国软科学, 2019(4): 57-69.
- [12] 黄祖辉, 刘楨. 资本积累、城乡收入差距与农村居民教育投资[J]. 中国人口科学, 2019(6): 71-83, 127-128.
- [13] 邹薇, 郑浩. 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[J]. 经济学动态,2014(6): 16-31.
- [14]徐晓红. 中国城乡居民收入差距代际传递变动趋势: 2002—2012[J]. 中国工业经济,2015(3):5-17.
- [15] KNIGHT J B, SONG L. The rural-urban divide: economic disparities and interactions in China[M]. Oxford: Oxford University Press,1999.
- [16]陈斌开,张鹏飞,杨汝岱. 政府教育投入、人力资本投资与中国城乡收入差距[J]. 管理世界,2010(1):36-43.
- [17]杨娟,赖德胜,邱牧远. 如何通过教育缓解收入不平等? [J]. 经济研究,2015,50(9):86-99.
- [18]张建华,程文. 服务业供给侧结构性改革与跨越中等收入陷阱[J]. 中国社会科学,2019(3):39-61,205.
- [19] RODRIGUEZ S B, PEREIRA P T. Thewage effects of training in portugal: differences across skill groups, genders, sectors, and training types [J]. Applied economics, 2007, 39(6):787-807.
- [20] KETTUNEN J. Education and unemployment duration [J]. Economics of education review,1997,16(2):163-170.
- [21]刘万霞. 职业教育对农民工就业的影响——基于对全国农民工调查的实证分析[J]. 管理世界,2013(5): 64-75.
- [22]屈小博. 培训对农民工人力资本收益贡献的净效应——基于平均处理效应的估计[J]. 中国农村经济,2013(8):55-64.
- [23]张俊. 新生代农民工在职培训的工资效应[J]. 财经科学,2015(11):129-140.
- [24]GROSSMAN M. On the concept of health capital and the demand for health [J]. The journal of political economy,1972, 80(2):223-255.
- [25]FOGEL R W. New findings on secular trends innutrition and mortality: some implications for population theory [J]. Handbook of population and family economics,1993,1(97): 433-481.
- [26]刘国恩, DOW W H,傅正泓,等. 中国的健康人力资本与收入增长[J]. 经济学(季刊),2004(4):101-118.
- [27]李谷成,冯中朝,范丽霞. 教育、健康与农民收入增长——来自转型期湖北省农村的证据[J]. 中国农村经济, 2006(1):66-74.
- [28]程名望, JIN Y H, 盖庆恩,等. 中国农户收入不平等及其决定因素——基于微观农户数据的回归分解[J]. 经济学(季刊),2016,15(3):1253-1274.
- [29]SMITH J P. The impact of childhood health on adult labor market outcomes [J]. Review of economics & statistics, 2009,91(3):478-489.
- [30]刘新波,文静,刘轶芳. 贫困代际传递研究进展[J]. 经济学动态,2019(8):130-147.
- [31]RUNCIMAN W G. Relative deprivation and social justice: a study of attitudes to social inequality in twentieth-century england[M]. Berkeley:university of california press, 1966.
- [32]YITZHAKI S. Relative deprivation and the gini coefficient [J]. Quarterly journal of economics,1979,93(2):321-324.
- [33]SEN A. On economic inequality [M]. Oxford:Clarendon Press,1973.
- [34]王湘红,陈坚. 社会比较和相对收入对农民工家庭消费的影响——基于 RUMiC 数据的分析[J]. 金融研究, 2016(12):48-62.
- [35]邓大松,杨晶,孙飞. 收入流动、社会资本与农村居民收入不平等——来自中国家庭追踪调查(CFPS)的证据 [J]. 武汉大学学报(哲学社会科学版),2020,73(3): 103-114.
- [36]SCHULTZ W. Investment in human capital [J]. American economic review,1961, 51(1):1-17.
- [37]BECKER G S. Human capital: a theoretical and empirical analysis with special reference to education [M]. Chicago: Theuniversity of Chicago Press,1994.
- [38]赖德胜. 教育扩展与收入不平等[J]. 经济研究,1997(10):46-53.
- [39]GREGORIO J D, LEE J W. Education and income distribution: new evidence from cross-country data [J]. Documentos de trabajo,1999,48(3):395-416.
- [40]KNIGHT J B, SABOT R H. Educational expansion and the kuznets effect [J]. American economic review,1983, 73(5):1132-1136.
- [41]RAM R. Educational expansion and schooling inequality: international evidence and some implications [J]. The review of economics and statistics, 1990,72(2):266-274.
- [42]BERRY C R, GLAESER E L. The divergence of human capital levels across cities [J]. Papers in regional science, 2005, 84(3):407-444.
- [43]LUCAS R E. On the mechanics of economic development [J]. Journal of monetary economics, 1988, 22(1):3-42.
- [44]杨建芳,龚六堂,张庆华. 人力资本形成及其对经济增长的影响——一个包含教育和健康投入的内生增长模型及其检验[J]. 管理世界,2006(5):10-18,34,171.
- [45]EHRlich I, LUI F T. Intergenerational trade, longevity, and economic growth[J]. Journal of political economy, 1991, 99(5):1029-1059.

- [46] RAM R, SCHULTZ T. Life span, health, savings and productivity [J]. *Economic development and cultural change*, 1979, 27(3):399-421.
- [47] 杨沫, 葛燕, 王岩. 城镇化进程中农业转移人口家庭的代际职业流动性研究[J]. *经济科学*, 2019(2):117-128.
- [48] 寇恩惠, 刘柏惠. 城镇化进程中农民工就业稳定性及工资差距——基于分位数回归的分析[J]. *数量经济技术经济研究*, 2013, 30(7):3-19.
- [49] 邓睿. 健康权益可及性与农民工城市劳动供给——来自流动人口动态监测的证据[J]. *中国农村经济*, 2019(4): 92-110.
- [50] LASZLO S. Education, labor supply, and market development in rural peru [J]. *World development*, 2008, 36(11): 2421-2439.
- [51] BLANDEN J, GREGG P, MACMILLAN L. Accounting for intergenerational income persistence: noncognitive skills, ability and education [J]. *Economic journal*, 2007, 117(519):43-60.
- [52] MACHIN S, VIGNOLES A. Educational inequality: the widening socio-economic gap [J]. *Fiscal studies*, 2004, 25(2):107-128.
- [53] 程名望, 盖庆恩, JIN Yanhong, 等. 人力资本积累与农户收入增长[J]. *经济研究*, 2016, 51(1):168-181, 192.
- [54] 何欣, 蒋涛, 郭良燕, 等. 中国农地流转市场的发展与农户流转农地行为研究——基于 2013—2015 年 29 省的农户调查数据[J]. *管理世界*, 2016(6):79-89.
- [55] 毛宇飞, 曾湘泉. 互联网使用是否促进了女性就业——基于 CGSS 数据的经验分析[J]. *经济学动态*, 2017(6):21-31.
- [56] LI H, LUO Y. Reporting errors, ability heterogeneity, and returns to schooling in China [J]. *Pacific economic review*, 2004, 9(3):191-207.
- [57] 温忠麟, 叶宝娟. 中介效应分析:方法和模型发展[J]. *心理科学进展*, 2014, 22(5):731-745.

(本文责编:王延芳)