

引用格式：

度娟, 严奉宪. 农户人力资本投资对农民收入的差异化影响——基于城镇化的调节作用[J]. 农业现代化研究, 2024, 45(2): 244-256.

Tuo J, Yan F X. Differential influences of farmers' human capital investment on farmers' income: Based on the moderating effect of urbanization[J]. Research of Agricultural Modernization, 2024, 45(2): 244-256.

DOI: 10.13872/j.1000-0275.2024.0016



## 农户人力资本投资对农民收入的差异化影响 ——基于城镇化的调节作用

度娟, 严奉宪\*

(1. 华中农业大学经济管理学院, 湖北 武汉 430070; 2. 华中农业大学绿色经济研究中心, 湖北 武汉 430070)

**摘要:** 发挥农户人力资本投资对农民增收的赋能作用, 对提高农民收入质量、增强农民可持续增收能力、实现共同富裕目标具有重要的现实意义。本文利用 2010—2021 年长江经济带 110 个地级市的数据, 采用双向固定效应模型分析农户人力资本投资对农民收入的影响, 深入分析其群体异质性和区域异质性, 探索城镇化的调节效应和作用机制, 进一步利用门槛效应模型探索农户人力资本投资对农民收入的非线性影响。结果表明: 农户人力资本投资对农民收入存在显著正向影响, 但其影响效应具有典型的双重门槛特征; 异质性表明农户人力资本投资对中高收入农民群体的增收效应更明显, 对长江下游地区农民的促进作用最显著; 农户健康投资能够带动各类农民群体增收; 城镇化在农户人力资本投资对农民收入的影响中发挥正向调节作用。为此, 应加大农村公共教育投资、提高全民健康素养和居民健康水平、完善农村交通网络建设、推动城乡融合发展、分类有序推进县城城镇化进程, 着力提升欠发达地区和低收入农民群体的人力资本投资能力, 构建农民稳定可持续增收机制。

**关键词:** 农户人力资本投资; 农民收入; 城镇化; 共同富裕; 长江经济带

中图分类号: F328

文献标识码: A

文章编号: 1000-0275 (2024) 02-0244-13

### Differential influences of farmers' human capital investment on farmers' income: Based on the moderating effect of urbanization

TUO Juan, YAN Feng-xian

(1. College of Economics and Management, Huazhong Agricultural University, Wuhan, Hubei 430070, China;

2. Green Economy Research Center, Huazhong Agricultural University, Wuhan, Hubei 430070, China)

**Abstract:** Fully utilizing farmers' human capital investment to enhance their income growth holds significant practical implications for improving the quality of farmers' income, strengthening their capacity for sustainable income increase, and achieving common prosperity. Based on a data from 110 prefecture-level cities in the Yangtze River Economic Belt from 2010 to 2021, this paper adopts a two-way fixed-effect model to analyze the impacts of farmers' human capital investment on their incomes, to explore its group heterogeneity and regional heterogeneity in depth, and to examine the moderating effect and the mechanism of urbanization. In addition, this paper also uses the threshold effect model to analyze the nonlinear impacts of farmers' human capital investment on their incomes. Results show that farmers' human capital investment has a significant positive impact on their income, but its impact effect is characterized by a typical double thresholds. Heterogeneity analysis suggests that the income-enhancing effect of farmers' human capital investment is more obvious for middle- and high-income farmer groups and has the most significant boost for farmers in the lower reaches of the Yangtze River. Farmers' health investment can lead to increased incomes for various groups of farmers. Urbanization plays a positive moderating role in the impacts of farmers' human capital investment on their income. Therefore, this paper provides the following suggestions: shifting more efforts to increase investment in rural public education, improving the health literacy of the entire population and the health level of the population,

基金项目: 国家自然科学基金项目 (71874065); 中央高校基本科研业务费专项资金资助项目 (2662023YJ029)。

作者简介: 度娟 (1992—), 女, 湖北十堰人, 博士研究生, 主要研究方向为农村区域经济发展, E-mail: tj520@webmail.hzau.edu.cn; 通信作者:

严奉宪 (1965—), 男, 湖南岳阳人, 博士, 教授, 主要研究方向为农村区域经济发展, E-mail: fx\_yan@mail.hzau.edu.cn。

收稿日期: 2023-09-06; 接受日期: 2024-01-10

**Foundation item:** National Natural Science Foundation of China (71874065); Projects Funded by Special Funds for Basic Scientific Research Operation Expenses of Central Universities (2662023YJ029).

**Corresponding author:** YAN Feng-xian, E-mail: fx\_yan@mail.hzau.edu.cn.

**Received** 6 September, 2023; **Accepted** 10 January, 2024

supporting the construction of rural transportation networks, promoting the integrated development of urban and rural areas, advancing the urbanization process of counties in a categorized and orderly manner, with a focus on upgrading the ability to invest in the human capital of underdeveloped regions and low-income farmer groups, and building a mechanism for stable and sustainable income growth for farmers.

**Key words** : farmers' human capital investment; farmers' income; urbanization; common wealth; Yangtze River Economic Belt

实现全体人民共同富裕长远目标的重点和难点在农民，特别是低收入农民<sup>[1]</sup>。实现农民高质量增收是中国式现代化的内在要求，也是破解“三农”问题的关键<sup>[2]</sup>。党的十八大以来，党和政府坚持用发展的办法消除贫困，2021年农村居民人均可支配收入与2012年相比增长1.3倍，年均增长率约7.7%<sup>[3]</sup>。但收入增长的同时，农村居民内部收入差距不断扩大，成为制约农民农村共同富裕的重要因素。据国家统计局数据测算，2010年我国农村地区高收入户（20%）和低收入户（20%）的收入差距为7.51倍，2022年扩大至9.17倍。收入差距的持续存在将会带来长期影响，在缺乏有效外在干预的情况下，可能会产生不断扩大的内生机制，通过人力资本投资渠道形成代际传递<sup>[4]</sup>。城镇化作为生产要素再分配的重要过程，与城乡之间、区域之间的劳动力要素和金融要素自由流动密切相关<sup>[5]</sup>。新型城镇化能够促进农村剩余优良人力资本向城市迁移，进而增加其非农就业收入、提升农村人力资本层次、提高农业现代化水平<sup>[6]</sup>。当前我国正处于推动构建新发展格局的关键变革期，从农户人力资本投资视角探讨其对农民收入的差异化影响，辨析不同城镇化水平下农户人力资本投资的增收效应，对提高农民收入质量、实现共同富裕目标具有十分重要的现实意义。

已有研究指出，人力资本的形成和积累对人力资本投资者本身的消费行为具有很强的依赖性，是投资者进行个人消费过程的结果<sup>[7]</sup>。农户人力资本投资按照投资渠道可划分为教育投资、健康投资和迁移投资<sup>[8]</sup>，不同维度农户人力资本投资的增收效应具有异质性。教育性人力资本投资对农村居民的工资性收入差距具有显著的抑制作用<sup>[9]</sup>。在我国农村地区，健康人力资本对农户的种植业收入具有显著影响<sup>[10]</sup>。劳动力的迁移投资能够从整体上影响与个体受教育程度相关的收入水平，尤其是对中高收入群体而言，劳动力迁移通过提高教育回报率强化其收入优势<sup>[11]</sup>。从家庭收入流动性角度来看，学历教育对农村家庭收入增长率和收入位置变动的影响优于其他投资方式<sup>[12]</sup>。缩小农村内部的收入差距，需要着重培育低收入群体的可持续增收能力，增强

低收入农户的人力资本积累水平，尤其是重点关注低收入群体和中西部农民的受教育水平<sup>[13]</sup>。

上述文献为探究农户人力资本投资对农民收入的差异化影响提供坚实的理论基础，但仍然有可供讨论的空间。其一，已有研究多采用农村劳动力人均受教育年限或仅使用家庭教育支出作为农户人力资本的表征变量，忽略了人力资本投资的消费属性和投资方式的多样性；其二，已有研究更多关注农户人力资本投资对城乡收入差距的影响，缺乏对农村居民内部收入差异化影响的深入探讨；其三，已有研究大多采用省级面板数据或各类微观数据库数据开展研究，鲜有从区域协调发展角度出发，采用更具代表性和针对性的地级市数据进行实证分析。

鉴于此，本文以人力资本理论为基础，利用2010—2021年长江经济带110个地级市的面板数据，将农户人力资本投资视作农村居民家庭的消费行为，从教育、健康、迁移三个维度探索农户个人人力资本投资的增收效应及门槛效应，从群体异质性和区域异质性两方面分析其对农民收入的差异化影响。此外，还将探讨不同城镇化发展水平下农户人力资本投资对农民收入的影响机制，以期为提升农民收入质量、减缓农民收入差异、实现农民农村共同富裕目标提供对策建议。

## 1 理论分析与研究假说

### 1.1 农户人力资本投资与农民收入差异化

舒尔茨提出人力资本投资主要有医疗和保健、在职人员培训、正式建立起来的各级教育、非在职成人学习项目以及个人和家庭适应于变换就业机会的迁移，还包括利用空闲时间改进技术、增进知识等活动<sup>[14]</sup>。首先，教育投资通过人力资本传导机制影响收入分配，父代教育水平、工作经验、工作单位性质等特征差异对高、低收入家庭子女之间的收入差距产生显著影响<sup>[15]</sup>。农户可以通过接受正规教育和参加职业技能培训提高受教育者的人力资本质量，增强专业技能进而带动其工资性收入增长<sup>[16]</sup>。其次，良好的健康状况是劳动力从事经济活动和社会活动的基础<sup>[17]</sup>，健康投资会影响劳动力的健康水平，通过医疗、保健、保险等方式改善劳动力的健

康素养, 增强劳动力的生产效率, 通过延长劳动力工作年限增加其获益时间, 通过减少劳动力因疾病、意外等带来的治疗费用降低致贫风险, 增加其工资性收入和转移性收入。第三, 迁移投资能够打破劳动者原有的地域限制, 拓展投资主体的地域流动边界和人际交往网络, 发挥引致效应帮助劳动者获取更多商业信息、知识经验和社会资本, 提高其经营性收入和财产性收入<sup>[18]</sup>。迁移政策通过改变人力资本投资成本和投资回报率对农村居民的教育投资决策和投资结果产生多重影响<sup>[19]</sup>。值得注意的是, 个体人力资本积累和质量提升主要通过家庭人力资本投资和公共人力资本投资两个渠道, 而家庭人力资本投资的异质性是导致个体人力资本差异的关键因素<sup>[20]</sup>。在微观层面, 不同类型家庭的消费、储蓄、投资的边际回报率存在异质性, 初始财富的不均等导致人力资本投资初期值具有明显差异, 进而影响未来的收入分配格局<sup>[21]</sup>。据此, 提出以下假说:

H1: 农户人力资本投资能够有效提升农民收入, 教育投资、健康投资和迁移投资均对农民收入增长存在正向促进作用。

H2: 家庭收入水平与区域资源禀赋差异使农户人力资本投资的增收效应存在异质性。

## 1.2 城镇化对农民收入差异的调节作用

城镇化是实现共同富裕和经济高质量发展的重要路径<sup>[22]</sup>。首先, 城镇化具有带动经济增长的正向效应。城镇化的发展及市场需求的多元化能够有效促进分工专业化、提升经济效率, 城镇化进程中资本、技术和知识等要素的整合将进一步带动技术创新和人才流动, 服务于高新技术产业<sup>[23]</sup>。其次, 城

镇化具有显著的促进人力资本积累效应。城镇化通过提升生产力带动经济发展, 其根源在于城镇化的人力资本积累效应<sup>[24]</sup>。在人力资本积累与产业结构变迁的互动机制中, 一定的产业结构基础对熟练劳动力的需求更高, 进而诱发内生的人力资本积累<sup>[25]</sup>。城镇化带来优质教育资源和医疗资源的高度集中以及便利的交通网络则为农户参与更高质量的正规教育和多样化的技能培训提供良好环境, 进而提升劳动者的人力资本质量和劳动收入。第三, 城镇化具有显著的人才集聚效应, 人才集聚最有利于人力资本效率的发挥<sup>[26]</sup>。城镇化进程中农村人口向城市流动将会增强城市人才集聚程度, 降低人才迁移成本, 打破人才交流桎梏, 进而提升农民资源获取能力和人力资本投资收益。第四, 城镇化能够更好发挥知识溢出效应。高技能劳动力之间的知识溢出效应会促进劳动力在具有技术比较优势的大城市的集聚<sup>[27]</sup>, 提高知识和市场信息的流动效率, 扩大知识溢出半径, 进而增强劳动力的创新能力和增收能力。最后, 城镇化能更好发挥资源的规模效应, 为农村劳动力创造更多的非农就业机会。城镇化进程中的规模效应和分工协同效应有助于推动产业结构高级化, 提升产业资源配置效率, 拓展农户就业范围, 丰富其增收渠道<sup>[28]</sup>。据此, 提出以下假说:

H3: 城镇化在农户人力资本投资影响农民收入中具有调节作用, 城镇化水平越高, 农村人力资本投资的增收效应越强。

结合上述分析, 构建本研究的理论分析框架, 如图 1 所示。

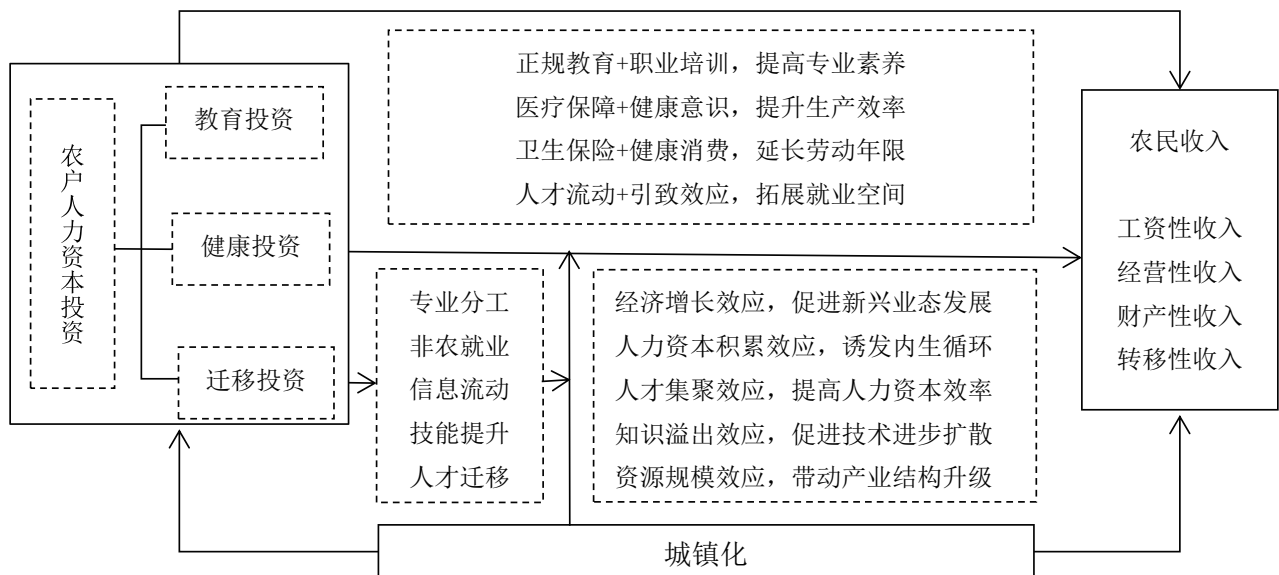


图 1 理论分析框架

Fig. 1 Theoretical analysis framework



## 2 研究方法

### 2.1 数据来源与说明

2016年国家正式发布《长江经济带发展规划纲要》，以高质量城镇化为目标积极推进农业转移人口市民化、统筹城乡发展；2018年明确提出发挥长江经济带的区位优势，推动长江上中下游协调发展和沿江地区高质量发展。“十四五”规划再次提出全面推动长江经济带发展，促进区域间融合互动、融通补充。长江经济带是我国重要的经济增长极和粮食生产基地，横跨东中西三大区域，覆盖11个省份，包含四川、湖北、湖南、江西、安徽、江苏6个粮食主产区和云南、贵州、重庆3个产销平衡区及上海、浙江两个粮食主销区，农业资源禀赋和发展阶段存在明显的地域特征。2022年《长江经济带统计年鉴》显示，2021年底长江经济带拥有乡村人口21794万人，占全国乡村人口数的43.73%；乡村就业人员约12784万人，占全国乡村就业人员总数的45.86%；是我国最主要的农业从业人口承载区。因此，聚焦长江经济带的战略地位，探析农户人力资本投资对农民收入的差异化影响，不仅关乎长江经济带经济社会协调发展，更关系我国农民农村共同富裕重要目标的实现。

基于数据的可获得性和阶段性特征，本文选取2010—2021年长江经济带110个地级市的面板数据进行实证研究，因统计数据的缺失和质量不佳等问题，各省的自治州、省直辖县级市等不在考察之列。本文数据来源于《长江经济带统计年鉴》、各地级市《统计年鉴》和《中国城市统计年鉴》，部分缺失数据采用插值法、均值法补齐，对具有量纲、离散程度较大的指标进行对数处理。为消除通货膨胀影响，采用居民消费价格指数进行调整，以2010

年为基期进行价格平减。

### 2.2 变量选取

1) 被解释变量。本文的被解释变量为农民收入，用农村居民收入来反映。需要说明的是，由于收入统计口径的变更，2010—2013年统计口径为农村居民人均纯收入，2014—2021年为农村居民人均可支配收入。

2) 核心解释变量。本文的解释变量为农户人力资本投资，考虑人力资本投资具有明显的资本垫付和消费支出双重特性，根据经典文献对人力资本投资的定义，将农户人力资本投资划分为教育投资、健康投资、迁移投资三类。具体而言，用农村居民人均教育文化娱乐支出来衡量农户教育投资指标，用农村居民人均医疗保健支出来衡量农户健康投资指标，用农村居民人均交通通信支出来衡量农户迁移投资指标。用这三者之和来衡量农户人力资本投资总额。

3) 调节变量。本文的调节变量为城镇化，以城镇化率衡量<sup>[29]</sup>。

4) 控制变量。本文引入地区经济发展水平、地方财政支出水平、产业结构、农业机械化水平和地区开放水平作为控制变量。上述变量含义及描述性统计见表1。

### 2.3 模型设定

2.3.1 基准回归分析 为考察农户人力资本投资对农民收入的影响，本文设定如下基准回归模型（模型1）：

$$IN_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 HC_{it} + \alpha_2 Z_{it} + \mu_i + \sigma_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

式中： $i$ 表示地级市， $t$ 表示年份， $IN_{it}$ 代表被解释变量农民收入， $HC_{it}$ 代表核心解释变量农户人力资本投资， $Z_{it}$ 表示地级市层面的控制变量， $\alpha_0$ 为截距

表1 变量选取及描述性统计

Table 1 Variable selection and descriptive statistics

变量类型	变量名称	变量说明	均值	标准差
被解释变量	农民收入 IN (万元/人)	农村居民收入	1.195	0.559
	农户人力资本投资 HC (万元/人)	教育投资、健康投资、迁移投资之和	0.270	0.141
核心解释变量	教育投资 EH (万元/人)	人均教育文化娱乐支出	0.092	0.054
	健康投资 HH (万元/人)	人均医疗保健消费支出	0.071	0.037
	迁移投资 MH (万元/人)	人均交通通讯消费支出	0.108	0.069
调节变量	城镇化 URB (%)	城镇人口与总人口的比值	0.593	1.846
控制变量	地区经济发展水平 PGDP (万元)	地区人均 GDP	4.544	2.620
	地方财政支出水平 LNLFE (亿元)	地方一般公共预算支出	2.452	0.324
	产业结构 IS (%)	第二三产业增加值与地区生产总值的比值	0.887	0.085
	农业机械化水平 LNTH (万 kW)	农业机械总动力	2.389	0.297
	地区开放水平 OPE (%)	进出口总额与 GDP 的比值	0.164	0.237

项变量,  $\alpha_1$ 、 $\alpha_2$  均为模型待估计系数;  $\mu_i$  表示地区固定效应,  $\sigma_i$  表示时间固定效应,  $\varepsilon_{it}$  表示随机扰动项。

为进一步探析农户教育投资、健康投资、迁移投资对其收入的影响, 将上述三个指标纳入式 (1), 设定模型如式 (2) (模型 2):

$$IN_{it} = \beta_0 + \beta_1 EH_{it} + \beta_2 HH_{it} + \beta_3 MH_{it} + \beta_4 Z_{it} + \mu_i + \sigma_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

式中:  $EH_{it}$  表示教育投资,  $HH_{it}$  表示健康投资,  $MH_{it}$  表示迁移投资,  $\beta_0$  为截距项变量,  $\beta_1$ 、 $\beta_2$ 、 $\beta_3$  和  $\beta_4$  均为模型待估计系数, 其他符号含义与式 (1) 相同。

2.3.2 异质性回归分析 采用无条件分位数回归衡量农户人力资本投资在 75、50 和 25 收入水平分位点上的作用效果, 以考察农户人力资本投资对高、中、低农民收入群体的异质性影响。基于长江经济带中下游的自然区位差异, 检验农户人力资本投资对农民收入作用效果的区域异质性。

2.3.3 调节效应回归分析 在基准回归的基础上, 本文以城镇化为调节变量, 考察在不同城镇化水平下农户人力资本投资对农民收入的作用效果。具体模型为:

$$IN_{it} = \lambda_0 + \lambda_1 HC_{it} + \lambda_2 URB_{it} + \lambda_3 HC_{it} \times URB_{it} + \lambda_4 Z_{it} + \mu_i + \sigma_i + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

式中:  $URB_{it}$  表示调节变量城镇化,  $HC_{it} \times URB_{it}$  表示农户人力资本投资与调节变量的交互项,  $\lambda_3$  反映了调节效应的作用方向和程度,  $\lambda_0$  为截距项变量,  $\lambda_1$ 、 $\lambda_2$ 、 $\lambda_4$  均为模型待估计系数, 其他符号含义与式 (1) 相同。在开展调节效应分析时, 为避免或者减少在计量模型中可能出现的多重共线性问题, 对核

心解释变量农户人力资本投资和调节变量城镇化进行中心化处理。

2.3.4 面板门槛模型 基准回归模型表明农户人力资本投资能够对农民收入产生影响, 但无法证明两者之间具有非线性关系。为准确检验农户人力资本投资对农民收入的非线性关系的分界点, 本文以农户人力资本投资值为门槛变量, 选用面板门槛模型进行进一步检验。因为不知道具体门槛数量, 先假设为单一门槛模型, 设置面板模型如下:

$$IN_{it} = \kappa_0 + \kappa_1 HC_{it} (q_i \leq \gamma) + \kappa_2 HC_{it} (q_i > \gamma) + \kappa_3 Z_{it} + \mu_i + \sigma_i + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

式中:  $q_i$  代表门槛变量,  $\gamma$  代表位置门槛值,  $\kappa_0$  为截距项变量,  $\kappa_1$ 、 $\kappa_2$ 、 $\kappa_3$  均为模型待估计系数, 其他符号含义与式 (1) 相同。

### 3 结果与分析

#### 3.1 农户人力资本投资与农民收入演进特征分析

从年度均值来看, 长江经济带农民收入的平均值由 2010 年的 0.679 万元增长至 2021 年的 1.737 万元, 年均增长率为 8.14%; 农户人力资本投资的平均值由 2010 年的 0.135 万元增长至 2021 年的 0.424 万元, 年均增长率为 10.01% (表 2)。这可能是因为: 近年来精准扶贫战略和乡村振兴战略的实施切实提高了农村低收入群体的收入; 基本公共服务均等化的推行有效缩小城乡之间教育、医疗等公共资源的差距, 增强了农村居民基本公共服务可及性, 为提升农户人力资本投资水平提供良好制度基础; 农村基础设施的完善为劳动力转移就业和人才回流提供更加便捷的通道, 为农村产业发展提供更为完善的物质基础和生产环境, 进而有效提升

表 2 长江经济带农户人力资本投资与农民收入的变化趋势

Table 2 Trends in human capital investment and farmers' income of rural households in the Yangtze River Economic Zone

年份	农民收入 (万元)			农户人力资本投资 (万元)		
	平均值	标准差	变异系数	均值	标准差	变异系数
2010	0.679	0.294	0.432	0.135	0.081	0.599
2011	0.764	0.318	0.416	0.152	0.089	0.585
2012	0.850	0.345	0.405	0.175	0.102	0.585
2013	0.948	0.378	0.399	0.192	0.104	0.542
2014	1.086	0.405	0.373	0.229	0.097	0.422
2015	1.168	0.431	0.369	0.260	0.105	0.403
2016	1.243	0.455	0.366	0.284	0.111	0.390
2017	1.333	0.484	0.364	0.314	0.114	0.364
2018	1.432	0.518	0.361	0.340	0.120	0.353
2019	1.519	0.543	0.357	0.373	0.126	0.337
2020	1.582	0.561	0.355	0.366	0.111	0.303
2021	1.737	0.613	0.353	0.424	0.130	0.307

农民可持续增收能力和人力资本投资收益。

本文采用年度地区间变量的标准差与均值之比来计算变异系数，通常数值越大说明区域间差异越大。从变异系数来看，2010—2021年间，长江经济带农民收入的变异系数由0.432降至0.353，年均降低1.67%；农户人力资本投资的变异系数由0.599降至0.307，年均降低5.42%；两者均呈下降趋势，但农户人力资本投资的下降幅度更明显。这可能是因为：东中西部协调发展和长江经济带战略的实施对优化农户人力资本投资产生涓滴效应和辐射效应，有效提升长江经济带农户的人力资本投资水平，缩小区域间投资差距；与此同时，得益于区域间产业迭代升级，中上游地区承接产业转移进而带动农民增收，弥合了上中下游农村居民之间的收入鸿沟。

### 3.2 农户人力资本投资对农民收入的影响

使用双向固定效应面板模型估计农户人力资本投资对农民收入的影响，在进行全样本检验的基础上，进一步检验农户教育投资、健康投资和迁移投资对其收入的影响，结果如表3所示。模型1展示了以农户人力资本投资为核心解释变量的基准回归结果，结果显示：农户人力资本投资对农民收入影响的边际系数为0.792且在1%水平上显著为正，表明农户人力资本投资每提高1个单位，农民收入增加79.2%。模型2展示了以农户教育投资、健康投资、迁移投资为核心解释变量的基准回归结果，结果显示：健康投资对农民收入影响的边际系数为1.651且在1%水平上显著为正，迁移投资对农民收入影响的边际系数为1.103且在1%水平上显著为

正，教育投资对农民收入影响的边际系数为0.040但不显著，表明农户健康投资和迁移投资每提高1个单位，对农民增收的边际影响分别为1.651和1.103。整体来看，农户人力资本投资对增加人力资本积累、提升家庭人力资本质量进而带动农民收入增长影响显著。对个人而言，充足的健康投资能够提高其健康水平、延长其工作年限、提高其劳动效率进而增加其劳动收入；对家庭而言，完善的医疗保障能够节约家庭医疗费用支出，减少突发性劳动力失能带来的收入损失。在城镇化进程中，农村居民外出务工带来的工资性收入是其总收入的核心部分，劳动报酬的地区差异和行业差异能够吸引农村劳动力向报酬更高的区域和行业流动。此外，教育投资具有长期性和滞后性，在义务教育阶段政府的公共教育投资发挥主要作用，在高等教育阶段农户个人进行教育投资的阈值有限，其投资收益受经济环境和就业市场的影响，可能出现边际收益下降的趋势，影响农户教育投资收益和开展教育投资的信心。在人力资本投资的经济成本压力下，初始财富水平较低的农户受收入约束影响开展人力资本投资的难度更大，潜在的投资风险和较低的投资收益可能导致部分低收入群体放弃或减少投资，形成低人力资本代际传递。而优质人力资本向城市迁移和集聚也在一定程度上导致农村整体人力资本水平偏低，制约乡村经济社会发展，对农民增收带来隐性负面影响。

表3中控制变量的估计系数表明，地区经济发展水平对农民收入影响的边际系数在1%的统计

表3 基准回归结果  
Table 3 Benchmark regression results

变量	模型 1		模型 2	
	系数	标准误	系数	标准误
农户人力资本投资	0.792***	0.169		
教育投资			0.040	0.364
健康投资			1.651***	0.375
迁移投资			1.103***	0.259
地区经济发展水平	0.052***	0.011	0.050***	0.011
地方财政支出水平	0.271***	0.121	0.284**	0.118
产业结构	-0.001	0.119	0.016	0.106
农业机械化水平	-0.190	0.118	-0.171	0.113
地区开放水平	-0.384***	0.140	-0.329**	0.135
常数项	0.336	0.356	0.235	0.354
年份固定效应		控制		控制
地区固定效应		控制		控制
观测值		1 320		1 320
调整 R <sup>2</sup>		0.930		0.933

注：\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%和10%水平下的显著（下同）。



水平上显著为正,说明地区经济总量提升对长江经济带的农民增收起促进作用。地方财政支出水平对农民收入的影响至少在 5% 的统计水平上显著为正,说明积极有效的财政支出能够带动资源要素集中、推动农村产业发展,进而带动本地农户减贫增收。产业结构对农民收入影响的边际系数在整体上为 -0.001,在分维度的回归结果中为 0.016,可能是因为当前产业结构布局相对稳定,产业结构调整缓慢、转型升级难度大,而农村优质劳动力流失和传统劳动力的老龄化趋势加剧其增收难度。农业机械化水平对农民收入影响的边际系数在整体上为 -0.190,在分维度回归结果中为 -0.171,可能是因为现代农业中各类农业机械的使用虽然提高了农业生产率,但同时也增加了农户的生产经营成本,而农业本身受自然灾害风险和市场因素影响较大,综合看来可能导致农户收入不增反降。地区开放水平对农民收入的影响至少在 5% 水平上显著为负,可能的原因是地区开放程度越高、当地经济对农业的依赖度越低,传统产业受市场全球化竞争的压力和冲击更大,产业转型和就业机会的减少会一定程度上影响农民增收。

### 3.3 内生性检验和稳健性检验

3.3.1 内生性检验 尽管本文在实证模型中尽可能地控制了与农民收入相关的变量,但仍然可能存在内生性问题会导致估计结果产生偏误。可能的原因有:第一,遗漏变量或数据测量误差;第二,反向

因果影响。借鉴李成友等<sup>[30]</sup>的研究,选择农户人力资本投资的一期时间滞后项作为工具变量,采用 2SLS 方法对工具变量的有效性进行检验。表 4 中 2SLS 的结果显示,农户人力资本投资的一阶滞后项通过不可识别检验,Kleibergen-Paap rk LM 统计量均在 1% 的显著性水平下显著,即强烈拒绝工具变量识别不足的原假设;通过弱工具变量检验,Kleibergen-Paap rk Wald  $F$  统计值为 221.040,大于 Stock-Yogo 检验 10% 水平上的临界值 16.38;通过了过度识别检验,Hansen J 检验的  $P$  值为 0,即总体接受工具变量外生的原假设。为进一步缓解内生性问题,将农户人力资本投资的一期时间滞后项纳入计量模型,采用系统 GMM 模型进行分析(表 4),结果显示:AR(1)的  $P$  值为 0.000 小于 0.1,而 AR(2)  $P$  值为 0.361 大于 0.1,表明该模型不存在二阶自相关,GMM 模型的设定合理。根据表 4 可知,农户人力资本投资对农民收入的显著性和方向基本与表 3 的模型 1 保持一致,验证了基准回归结果的可靠性,侧面反映了农户人力资本投资对农民收入的影响具有长期性和连续性。

3.3.2 稳健性检验 其一,替换被解释变量。农村居民的生活消费支出与其收入水平紧密相关,本文选取农村居民的生活消费支出作为农民收入的替代变量,采用双向固定效应模型开展回归分析。表 5 第(1)列的结果显示,在替换被解释变量后,回归系数的数值有所上升,但其显著性水平和方向保持不变,

表 4 内生性检验回归结果  
Table 4 Endogeneity test regression results

变量	2SLS (阶段一)		2SLS (阶段二)		系统 GMM 模型	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
农户人力资本投资			0.948***	0.131		
农户人力资本投资滞后一期	0.636***	0.043			2.251***	0.173
地区经济发展水平	0.004**	0.002	0.045***	0.008	0.075***	0.012
地方财政支出水平	0.036	0.022	0.541***	0.093	0.050	0.082
产业结构	-0.024	0.022	-0.033	0.091	-0.049	0.142
农业机械化水平	-0.013	0.010	-0.178***	0.057	-0.084	0.069
地区开放水平	0.033	0.017	-0.374***	0.107	0.210	0.145
常数项	0.113**	0.070	-0.181	0.266	0.394**	0.187
年份固定效应		控制		控制		控制
地区固定效应		控制		控制		控制
观测值				1 210		1 210
调整 $R^2$				0.975		
Kleibergen-Paap rk LM statistic				120.609***		
Kleibergen-Paap rk Wald $F$ statistic				221.040		
Hansen J statistic				0.000		
AR(1) $P$ 值						0.000
AR(2) $P$ 值						0.361

收入是支出最主要的决定因素，对于人均消费支出的正向作用侧面支持了基准回归结论的有效性。其二，为尽量消除极端值的影响，本文对各变量进行缩尾1%处理后重新对模型进行估计。表5第(2)列的回归结果表明，消除极端值影响后农户人力资本投资对农民收入的影响结果依然稳健。

### 3.4 农户人力资本投资对农民收入影响的异质性分析

3.4.1 基于不同收入水平农民的群体异质性分析  
25、50和75分位点的回归结果分别反映农户人力资本投资对低收入、中等收入和高收入农民群体的作用效果。表6的结果显示，农户人力资本投资每增加1个单位，对低收入群体影响的边际系数为0.356且在5%水平上显著为正，对中等收入群体影响的边际系数为1.081且在1%水平上显著为正，对高收入群体影响的边际系数为2.009且在1%水平上显著为正，充分说明农户人力资本投资的增收效应受其自身收入约束影响，收入水平越高的农户开展人力资本投资的经济约束越弱，更易开展多渠道

人力资本投资，进而带来更加显著的增收效应。对农户而言，开展人力资本投资需要一定的物质基础和经济成本，低收入群体的收入有限且生存压力较大，可能导致其人力资本投资水平偏低且投资收益不明显；而中高收入群体的收入情况良好，抗风险能力较强，有能力、有信心开展人力资本投资，投资获益方式也更加丰富多元，因此带来的投资规模效应和溢出效应更明显，更有利于形成良好的人力资本代际传递。

为更加详细清楚地分析农户人力资本投资对不同收入水平农民的增收效应，进一步将农户教育投资、健康投资和迁移投资纳入对高中低收入水平农民群体的影响分析。表7的结果显示，对中低收入群体的农民而言，教育投资和健康投资的增收效应更明显，其中健康投资对农民收入增长的贡献度更高；对高收入群体而言，健康投资和迁移投资的增收效应更明显，其中迁移投资对农民收入增长的贡献度更高。可能的原因是：对中低收入农民群体

表5 稳健性检验回归结果  
Table 5 Robustness test regression results

变量	(1) 替换被解释变量		(2) 缩尾1%	
	系数	标准误	系数	标准误
农户人力资本投资	0.976***	0.055	0.699***	0.155
地区经济发展水平	0.020***	0.004	0.049***	0.011
地方财政支出水平	0.103***	0.040	0.207*	0.108
产业结构	0.022	0.041	-0.092	0.280
农业机械化水平	-0.104***	0.025	-0.210*	0.109
地区开放水平	-0.077**	0.035	-0.374**	0.173
常数项	0.299***	0.105	0.617	0.373
年份固定效应	控制		控制	
地区固定效应	控制		控制	
观测值	1 320		1 320	
调整 R <sup>2</sup>	0.934		0.931	

表6 群体异质性回归结果  
Table 6 Group heterogeneity regression results

变量	P25		P50		P75	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
农户人力资本投资	0.356**	0.157	1.081***	0.335	2.009***	0.232
地区经济发展水平	0.046*	0.021	0.095***	0.014	0.118***	0.016
地方财政支出水平	-0.208***	0.047	-0.285***	0.064	-0.031	0.087
产业结构	0.575**	0.213	0.237	0.283	-0.449*	0.220
农业机械化水平	0.194***	0.033	0.191**	0.067	-0.119**	0.049
地区开放水平	0.322***	0.080	0.248**	0.106	0.269**	0.121
常数项	-0.024	0.206	0.363**	0.148	1.082***	0.213
年份固定效应	控制		控制		控制	
地区固定效应	控制		控制		控制	
观测值	1 320		1 320		1 320	
调整 R <sup>2</sup>	0.205		0.401		0.526	



而言,教育投资能够提高劳动力受教育水平和专业技能,健康投资能够增强劳动力健康水平和工作效率,在延长劳动力工作年限的同时优化其投资获益能力,帮助中低收入农民群体增加工资性收入、经营性收入和转移性收入;对高收入群体而言,迁移投资能够扩大其人力资本投资半径,而健康投资则赋予其更高的投资效率。

3.4.2 基于自然区位的区域异质性分析 根据自然流域及地理位置将长江经济带划分为上游地区(滇、黔、川、渝)、中游地区(鄂、湘、赣)和下游地区(皖、苏、浙、沪)。表 8 的结果显示,对长江下游省市的农村居民而言,农户人力资本投资每增加 1 个单位,对农民收入的边际影响为 1.404 且在 1% 水平上正向显著;对长江中游省市的农村居民而言,农户人力资本投资每增加 1 个单位,对农民收入的边际影响为 0.890 且在 1% 水平上正向显著;对长

江上游省市的农村居民而言,农户人力资本投资对农户收入的边际影响为 -0.052 且不显著。这可能是因为长江下游省市的经济发展水平较高、产业基础较好,通常具有良好的公共服务供给体系、完善的交通网络和先进的产业体系,具有更加优质的人力资本积累和投资能力,拥有更多就近就业机会和创业空间。长江中游省市作为“承东启西”的重要中间地带,得益于中部崛起战略的大力实施,有效带动当地产业转型升级和农民收入增长。长江上游省市虽然物质资源丰富,但囿于交通区位和人才匮乏等因素,经济发展相对滞后、产业基础薄弱,尤其是偏远农村地区对教育、医疗、交通等公共资源的获取相对困难,农户增收渠道单一,开展人力资本投资的经济成本更高,因而人力资本投资的作用效果不佳。

### 3.5 城镇化的调节效应检验及分析

表 7 不同维度农户人力资本投资的群体异质性回归结果

Table 7 Regression results of the group heterogeneity in different dimensions of human capital investment of rural households

变量	P25		P50		P75	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
教育投资	1.484*	0.716	1.215*	0.584	0.126	0.458
健康投资	1.630**	0.538	3.192***	0.444	2.782***	0.384
迁移投资	-0.836**	0.282	0.249	0.286	2.979***	0.508
地区经济发展水平	0.043**	0.019	0.097***	0.014	0.127***	0.015
地方财政支出水平	-0.162**	0.053	-0.265***	0.067	-0.086	0.082
产业结构	0.595**	0.204	0.232	0.277	-0.494*	0.234
农业机械化水平	0.142***	0.037	0.183**	0.076	-0.037	0.054
地区开放水平	0.302***	0.070	0.221*	0.104	0.265**	0.118
常数项	-0.080	0.206	0.263	0.159	1.038***	0.216
年份固定效应	控制		控制		控制	
地区固定效应	控制		控制		控制	
观测值	1 320		1 320		1 320	
调整 $R^2$	0.224		0.412		0.535	

表 8 区域异质性回归结果

Table 8 Regional heterogeneity regression results

变量	长江上游		长江中游		长江下游	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
农户人力资本投资	-0.052	0.161	0.890***	0.287	1.404***	0.336
地区经济发展水平	0.040**	0.019	0.048***	0.016	0.025	0.015
地方财政支出水平	-0.097	0.093	-0.021	0.155	0.306	0.221
产业结构	-0.096***	0.027	-0.075	0.224	0.115	0.274
农业机械化水平	-0.009	0.113	-0.037	0.066	-0.314	0.241
地区开放水平	0.055	0.201	-0.083	0.151	-0.408***	0.142
常数项	0.728**	0.312	0.582*	0.338	0.620	0.793
年份固定效应	控制		控制		控制	
地区固定效应	控制		控制		控制	
观测值	396		432		492	
调整 $R^2$	0.968		0.971		0.931	

表9 城镇化的调节效应回归结果  
Table 9 Regression results of the moderating effects of urbanization

变量	农民收入	
	系数	标准误
农户人力资本投资	0.310**	0.151
城镇化	0.037	0.311
农户人力资本投资 × 城镇化	4.352***	0.570
地区经济发展水平	0.010	0.012
地方财政支出水平	0.159	0.107
产业结构	0.001	0.124
农业机械化水平	-0.081	0.100
地区开放水平	-0.158*	0.090
常数项	0.380	0.347
年份固定效应	控制	
地区固定效应	控制	
观测值	1 320	
调整 R <sup>2</sup>	0.957	

本文在基准回归模型中引入农户人力资本投资与城镇化的交互项加以检验,结果如表9所示。农户人力资本投资与城镇化的交互项系数为4.352且在1%置信水平上显著为正,表明城镇化在农户人力资本投资对农民收入的影响中具有显著的正向调节作用,城镇化水平的提升能够增强农户人力资本投资对农民收入的促进作用。一方面,城镇化能够提升地区生产专业化水平、增强生产互补性,通过强化知识溢出效应和生产规模效应提升生产效率,带动产业结构高级化转型,增加就业机会和优质人力资本积累,从整体层面提升当地农民收入。另一方面,城镇化水平的提升意味着地区间城乡统筹发展较好,物质资料和人力资源等生产要素的自由流动有助于农民获取更多样化和更高质量的教育或技能培训,政府公共健康产品的供给能够覆盖更多农村居民,高水平的医疗保健服务能够延长劳动力寿命,帮助农户提升专业能力和健康素养,对其劳动收入产生正向影响。此外,城镇化带来知识、人才、资本等生产要素的高度集聚,公平完善的市场环境和社会保障制度等为新兴产业发展提供土壤,更有利于集聚经济的发展和农民收入阶层的跃升。

### 3.6 农户人力资本投资影响农民收入的门槛模型估

### 计及分析

从宏观层面看,我国当前处于中高收入国家行列,在迈向高收入国家的进程中,不断提升人力资本、提高劳动力的专业技能、增强科技人员创造力、优化国民健康及文化素养显得极为重要<sup>[31]</sup>;从微观层面看,人力资本禀赋对家庭收入的边际效应随着收入水平的提高而逐渐提高<sup>[32]</sup>。增加人力资本的高质量产出、提高个体人力资本投资能力是夯实经济发展新动能的重要基础<sup>[33]</sup>,如何顺利跨越中等收入陷阱是当前值得关注的问题。基于此,本文建立以农户人力资本投资为门槛变量的门槛面板模型,用于检测农户人力资本投资对农民收入的门槛效应。

为确保门槛估计值的精密度,依次在单一门槛、双重门槛和三重门槛设定下对模型进行估计,计算F统计量,并借助Bootstrap方法重复抽样500次得到经验P值。表10的结果显示,单一门槛检验对应的F统计量为121.240,高于1%显著性水平的临界值41.278,重复抽样得到经验P值为0.000,表明在1%显著水平下通过检验。双重门槛检验对应的F值为29.570,高于5%显著性水平的临界值22.878,经验P值为0.012,表明双重门槛通过了5%的显著性水平检验。三重门槛所对应的F值和P值均未能通过显著性检验。两个门槛的估计值分别为0.079和0.496。

表11的结果显示,当农户人力资本投资低于第一门槛值0.079时,其边际系数为2.708且在1%的置信水平上正相关,表示农户人力资本投资每提高1个单位,其收入边际增长2.708;当农户人力资本投资高于第一门槛值0.079低于第二门槛值0.496时,其估计系数下降至1.478且在1%的显著性水平上正相关,表示农户人力资本投资每提高1个单位,其收入边际增长1.478;当农户人力资本投资高于第二门槛值0.496时,其边际系数为1.790且在1%的置信水平上正相关,表示农户人力资本投资每提高1个单位,其收入边际增长1.790。由此可见,农户人力资本投资对农民收入具备显著的正向促进作用,且两者之间是非线性关系,当农户人力资本投资位于第一门槛值以下或者超过第二门

表10 门槛效应检验结果  
Table 10 Threshold effect test results

变量	门槛类型	F值	P值	BS次数	门槛估计值	95%置信区间	临界值		
							10%	5%	1%
农户人力资本投资	单一门槛	121.240***	0.000	500	0.079	[1.115, 1.798]	23.451	27.226	41.278
	双重门槛	29.570**	0.012	500	0.496	[1.354, 2.027]	18.542	22.878	29.746
	三重门槛	15.890	0.234	500	0.569	[1.505, 2.187]	22.756	29.372	39.105

槛值时, 其对农民收入的正向影响更加显著。依据人力资本理论, 行为个体的人力水平决定其要素配置能力。当农户人力资本投资向第一门槛值靠近时, 农户的受教育水平和健康水平得到明显提高, 对收入的影响更为直接迅速; 当农户人力资本投资处于第一门槛值和第二门槛值之间时, 农户具备一定的人力资本积累, 但由于投资金额的大幅增加和收入风险的存在, 投资收益可能出现边际递减; 当农户人力资本投资跨越第二门槛值后, 其收入风险得到一定程度的缓解, 系数回升但还是低于跨越第一门槛值之前的系数, 因此亟需破解农户人力资本投资障碍, 保障农民收入可持续稳定增长。

表 11 基准模型的门槛回归结果  
Table 11 Threshold regression results from the baseline model

变量	农民收入	
	系数	标准误
农户人力资本投资 (threshold 1)	2.708***	0.366
农户人力资本投资 (threshold 2)	1.478***	0.172
农户人力资本投资 (threshold 3)	1.790***	0.164
地区经济发展水平	0.088***	0.012
地方财政支出水平	0.722***	0.143
产业结构	-0.029	0.169
农业机械化水平	-0.041	0.092
地区开放水平	-0.191	0.116
常数项	-1.239***	0.326
年份固定效应	控制	
地区固定效应	控制	
观测值	1 320	
调整 $R^2$	0.915	

注: threshold 1、threshold 2 和 threshold 3 分别代表第一门槛区间 ( $0 < \text{农户人力资本投资} \leq 0.079$ )、第二门槛区间 ( $0.079 < \text{农户人力资本投资} \leq 0.496$ ) 和第三门槛区间 ( $\text{农户人力资本投资} > 0.496$ )。

## 4 结论与对策建议

### 4.1 结论

1) 2010—2021 年间长江经济带农户人力资本投资和农民收入均呈上升态势, 农户人力资本投资增速较快且区域差异逐渐缩小, 农民收入增速渐缓且区域差异化格局相对稳定。

2) 农户人力资本投资在整体上显著促进农民增收, 教育投资、健康投资和迁移投资三个子维度均对农民收入提升存在正向影响, 其中健康投资的增收效应最显著, 迁移投资次之。

3) 农户人力资本投资对中高收入群体的增收效应更显著, 对长江中下游省市农民的收入带动作用更明显, 健康投资对各类收入水平的农民群体均具有显著的增收带动作用。

4) 城镇化在农户人力资本投资对农民收入的影响中发挥显著的正向调节作用。

5) 农户人力资本投资与农民收入之间存在典型的双重门槛效应, 农户人力资本投资向第一门槛值迈进和跨越第二门槛值后的增收效应明显优于两重门槛值之间。

### 4.2 对策建议

1) 加强农村公共教育投资, 加大对欠发达地区和低收入农民群体的资源倾斜。优化教育资源配置, 缩小区域间、城乡间及农村内部的教育资源差距, 从整体上增强农民人力资本积累、优化教育人口结构, 有效提升低收入群体参与教育投资的意愿和能力, 增强农民的工作能力和创新创业能力, 提升其可持续增收能力。重点关注非义务教育阶段农村学生的人力资本投资成本, 如异地求学附加的生活费、交通费、房租等, 针对农村低收入群体家庭的学生给予更多经济补助和专项政策支持, 减缓农村低收入家庭开展人力资本投资的压力, 发挥高质量人力资本投资阻断代际贫困的功能。

2) 缩小区域公共医疗服务差距, 培育农民健康投资意识和能力。在政府层面, 完善社会医疗保障制度, 促进公共健康投资向农村地区倾斜, 为公众创造安全、完善的健康投资环境, 增加公共医疗服务的供给, 规范医、药、食品和保健品的市场监管, 缩小区域健康资源差异。在个人层面, 培育农民健康投资意识, 明确农民健康投资需求, 提高农民健康投资的产出效率和经济收益, 带动农民劳动收益长期稳定增长。同时, 以提升人民群众健康水平为目标, 加强健康知识在农村地区的传播力度, 引导农村居民合理有效地进行健康投资。

3) 推动城乡融合发展, 促进农业转移人口在县域内就地市民化, 通过“以城带乡、以工促农”促进城乡互补, 分类有序推进县域城镇化进程, 充分发挥高质量城镇化对农户人力资本投资增收效应的正向赋能作用, 利用城镇化带来的配套设施的完善、人口红利和集聚效应等优势促进农民增收。同时, 完善城乡基础设施建设和公共交通网络建设, 提高农业农村现代化的硬件设施水平, 发挥高铁等现代化交通工具对县域经济的带动作用, 降低劳动力迁移成本, 以县域富民产业带动农民增收。

#### 参考文献:

- [1] 黄季焜. 加快农村经济转型, 促进农民增收和实现共同富裕 [J]. 农业经济问题, 2022, 43(7): 4-15.  
Huang J K. Facilitating farmer's income growth and common prosperity through accelerating rural economic transformation[J]. Issues in Agricultural Economy, 2022, 43(7): 4-15.



- [2] 杨少雄, 苏岚岚, 孔荣, 等. 农民收入质量: 逻辑建构、测度评价与动态演进 [J]. 中国农村经济, 2023(8): 18-36.  
Yang S X, Su L L, Kong R, et al. Farmer income quality: Logical construction, measure evaluation and dynamic evolution[J]. Chinese Rural Economy, 2023(8): 18-36.
- [3] 宋洪远, 江帆, 张益. 新时代中国农村发展改革的成就和经验 [J]. 中国农村经济, 2023(3): 2-21.  
Song H Y, Jiang F, Zhang Y. Achievements and experience of China's rural development and reform in the new era[J]. Chinese Rural Economy, 2023(3): 2-21.
- [4] 罗楚亮. 收入结构与居民收入差距变动——新中国成立以来收入差距的基本特征 [J]. 北京工商大学学报(社会科学版), 2020, 35(4): 32-42, 56.  
Luo C L. Income composition and inequality in China[J]. Journal of Beijing Technology and Business University (Social Sciences), 2020, 35(4): 32-42, 56.
- [5] 刘心怡, 张伟, 陈小知. 数字普惠金融对不同区域农户收入的差异化影响研究——基于数字基础与城镇化的视角 [J]. 农业现代化研究, 2022, 43(6): 984-994.  
Liu X Y, Zhang W, Chen X Z. Research on the differential impact of digital inclusive finance on farmers' income in different regions: From the perspective of digital infrastructure and urbanization[J]. Research of Agricultural Modernization, 2022, 43(6): 984-994.
- [6] 刘新智, 刘雨松. 城镇化进程中农村人力资本积累对农民收入增长的影响 [J]. 当代经济研究, 2016(6): 69-78.  
Liu X Z, Liu Y S. Influence of rural human capital accumulation on farmers' income growth in the process of urbanization[J]. Contemporary Economic Research, 2016(6): 69-78.
- [7] 张衔, 黄金辉, 邓翔. 东中西部地区农户人力资本投资行为比较分析 [J]. 中国农村经济, 2005(4): 17-26.  
Zhang X, Huang J H, Deng X. Comparative analysis of human capital investment behavior of farmers in eastern, central and western regions[J]. Chinese Rural Economy, 2005(4): 17-26.
- [8] 杨晓军. 中国农户人力资本投资与城乡收入差距: 基于省级面板数据的经验分析 [J]. 农业技术经济, 2013(4): 13-25.  
Yang X J. Human capital investment of farmers and income gap between urban and rural areas in China: An empirical analysis based on provincial panel data[J]. Journal of Agrotechnical Economics, 2013(4): 13-25.
- [9] 方超, 黄斌. 教育人力资本投资能够缩小农村居民的工资性收入差距吗?[J]. 教育与经济, 2017(4): 33-41.  
Fang C, Huang B. Could the investment of education human capital reduce the wage gap of rural residents?[J]. Education & Economy, 2017(4): 33-41.
- [10] 于大川, 潘光辉. 健康人力资本与农户收入增长——基于CHNS数据的经验研究 [J]. 经济与管理, 2013, 27(3): 25-29.  
Yu D C, Pan G H. Health human capital and income growth of farmers: An empirical study based on CHNS data[J]. Economy and Management, 2013, 27(3): 25-29.
- [11] 黄潇, 罗俊超. 劳动力迁移对教育回报率阶层差异及收入差距的影响——采用“中国劳动力动态调查”数据的实证分析 [J]. 西部论坛, 2019, 29(2): 36-45.  
Huang X, Luo J C. China's labor immigration and its influence on income distribution: Empirical study based on education return[J]. West Forum, 2019, 29(2): 36-45.
- [12] 黄宏伟, 胡浩钰. 人力资本投资与农村家庭收入流动性 [J]. 当代财经, 2019(12): 17-26.  
Huang H W, Hu H Y. Human capital investment and income mobility of rural households[J]. Contemporary Finance & Economics, 2019(12): 17-26.
- [13] 万海远, 王盈斐. 我国农村居民收入分配差距新变化 [J]. 农业经济问题, 2022, 43(1): 27-39.  
Wan H Y, Wang Y F. New changes for income inequality in rural China[J]. Issues in Agricultural Economy, 2022, 43(1): 27-39.
- [14] Schultz T W. Investment in human capital[J]. The American Economic Review, 1961, 51(1): 1-17.
- [15] 李任玉, 杜在超, 何勤英, 等. 富爸爸、穷爸爸和子代收入差距 [J]. 经济学(季刊), 2015, 14(1): 231-258.  
Li R Y, Du Z C, He Q Y, et al. Rich dad, poor dad and offspring income inequality[J]. China Economic Quarterly, 2015, 14(1): 231-258.
- [16] 李永友, 柏霖. 高等教育服务可及性扩展的增收与收入再分配效应——基于我国大学扩招的经验证据 [J]. 教育研究, 2023, 44(4): 122-136.  
Li Y Y, Bai L. The effects of increased income and its redistribution in the expansion of accessible higher education service: Empirical evidence based on college enrollment expansion in China[J]. Educational Research, 2023, 44(4): 122-136.
- [17] 余静文, 苗艳青. 健康人力资本与中国区域经济增长 [J]. 武汉大学学报(哲学社会科学版), 2019, 72(5): 161-175.  
Yu J W, Miao Y Q. Health human capital and provincial economic growth in China[J]. Wuhan University Journal (Philosophy & Social Science), 2019, 72(5): 161-175.
- [18] 柳建坤, 何晓斌, 张云亮. 农户创业何以成功?——基于人力资本与社会资本双重视角的实证研究 [J]. 社会学评论, 2020, 8(3): 105-117.  
Liu J K, He X B, Zhang Y L. How do farmers succeed in entrepreneurship? : An empirical study based on the dual perspectives of human capital and social capital[J]. Sociological Review of China, 2020, 8(3): 105-117.
- [19] 王丽莉, 吴京燕. 迁移政策对农村人力资本投资的影响——来自中国户籍改革的证据 [J]. 劳动经济研究, 2022, 10(5): 3-22.  
Wang L L, Wu J Y. The impact of migration policies on rural human capital investment: Evidence from Hukou reforms in China[J]. Studies in Labor Economics, 2022, 10(5): 3-22.
- [20] Thakurata I, D'Souza E. Child labour and human capital in developing countries: A multi-period stochastic model[J]. Economic Modelling, 2018, 69: 67-81.
- [21] Galor O. A two-sector overlapping-generations model: A global characterization of the dynamical system[J]. Econometrica, 1992, 60(6): 1351.
- [22] 倪泽睿, 苏聪文, 刘苓君. 城镇化发展对城乡贫困的异质性影响研究——来自长三角41市的经验证据 [J]. 经济问题探索, 2023(12): 91-104.  
Ni Z R, Su C W, Liu L J. Research on the heterogeneous impact of urbanization development on urban and rural poverty: Empirical evidence from 41 cities in the Yangtze River Delta[J]. Inquiry into

- Economic Issues, 2023(12): 91-104.
- [23] 朱喜安, 张秀, 李浩. 中国高新技术产业集聚与城镇化发展[J]. 数量经济技术经济研究, 2021, 38(3): 84-102.  
Zhu X A, Zhang X, Li H. Research on the characteristics and promotion path of high-tech industry gathering to boost urbanization development[J]. The Journal of Quantitative & Technical Economics, 2021, 38(3): 84-102.
- [24] Bertinelli L, Black D. Urbanization and growth[J]. Journal of Urban Economics, 2004, 56(1): 80-96.
- [25] 廖俊敏, 王韡, 徐朝阳. 产业结构变迁过程中的人力资本效应[J]. 经济学(季刊), 2023, 23(4): 1356-1372  
Liao J M, Wang W, Xu Z Y. Human capital and structural change in China[J]. China Economic Quarterly, 2023, 23(4): 1356-1372.
- [26] 于潇, 王琪汇. 人口集聚、人才集聚与人力资本效率——基于流动人口的视角[J]. 经济问题探索, 2021(11): 67-80.  
Yu X, Wang Q H. Population agglomeration, talent agglomeration and human capital efficiency: Based on the perspective of migrant population[J]. Inquiry into Economic Issues, 2021(11): 67-80.
- [27] 陈强远, 梁琦. 技术比较优势、劳动力知识溢出与转型经济体城镇化[J]. 管理世界, 2014(11): 47-59.  
Chen Q Y, Liang Q. Comparative advantage of technology, knowledge spillover of labor force and urbanization of transitional economies[J]. Journal of Management World, 2014(11): 47-59.
- [28] 黄崧. 中国城镇化的最新进展和目标模式[J]. 武汉大学学报(哲学社会科学版), 2014, 67(2): 109-116.  
Huang K. The new progress and target mode of urbanization in China[J]. Wuhan University Journal (Philosophy & Social Sciences), 2014, 67(2): 109-116.
- [29] 闫东升, 孙伟, 陈东, 等. 长江三角洲城镇化率与城乡收入差距的关系研究[J]. 中国人口·资源与环境, 2021, 31(5): 28-36.  
Yan D S, Sun W, Chen D, et al. Relationship between urbanization rate and urban-rural income gap in the Yangtze River Delta[J]. China Population, Resources and Environment, 2021, 31(5): 28-36.
- [30] 李成友, 孙涛, 王硕. 人口结构红利、财政支出偏向与中国城乡收入差距[J]. 经济学动态, 2021(1): 105-124.  
Li C Y, Sun T, Wang S. Dividend from demographic structure, fiscal expenditure bias and urban-rural income gap in China[J]. Economic Perspectives, 2021(1): 105-124.
- [31] 张来明. 中等收入国家成长为高收入国家的基本做法与思考[J]. 管理世界, 2021, 37(2): 1-11, 262.  
Zhang L M. The basic experience and enlightenment of the transition from middle-income countries to high-income countries[J]. Journal of Management World, 2021, 37(2): 1-11, 262.
- [32] 王文波, 张彦彦. 农业生产率、要素禀赋与农村家庭收入——基于 CHIP 数据的理论与实证研究[J]. 财贸研究, 2020, 31(7): 61-74.  
Wang W B, Zhang Y Y. Agricultural productivity, factor endowment and rural household income: Theoretical and empirical research based on CHIP data[J]. Finance and Trade Research, 2020, 31(7): 61-74.
- [33] 苏永照. 中国经济发展新动能统计测度及提升路径研究[J]. 重庆社会科学, 2023(4): 35-48.  
Su Y Z. Research on statistical measurement of new driving force of China's economic development and its upgrading path[J]. Chongqing Social Sciences, 2023(4): 35-48.

(责任编辑: 王育花)