

乡村人力资本促进了农民共同富裕吗?

向 栩,温 涛

(西南大学 经济管理学院,重庆 400715)

摘 要:党的十八大以来,脱贫攻坚的完美收官和农民收入增长实现“双超”显著改善了城乡收入差距。内部差距是收入差距的重要维度,缩小农村内部收入差距与缩小城乡收入差距一样,也是实现共同富裕的应有之义。基于 CRERFS 2021 调研数据,通过 RIF 回归分析方法,从乡村人力资本视角探索农户增收缩差路径。研究发现:乡村人力资本变化既有助于“富裕”,也有助于“共享”,不仅提升了农户收入,而且对低收入农户收入的提升力度大于中、高收入农户,成为缩小农村内部收入差距的关键因素;通过分解不同收入来源发现,乡村人力资本主要通过工资性收入对农户收入产生影响,对其他渠道收入变化的影响不显著;相较于其他类型资本,人力资本的影响更具包容性,成为更能改善低收入农户状况的“穷人的资本”;劳动力流动是破解城乡二元体制限制人力资本发挥农户收入分配效应的重要条件,激励了乡村人力资本的增收效应。最后从发展乡村教育、培养高素质农民和鼓励劳动力流动方面为实现农民共同富裕提出建议。

关键词:乡村人力资本;共同富裕;内部收入差距;低收入农户

中图分类号:F323.8;F303.3 **文献标识码:**A **文章编号:**1673-9841(2024)01-0102-15

一、引 言

共同富裕是中国特色社会主义的本质要求,也是一个长期的历史过程。在中国共产党的带领下,全国人民经过接续奋斗,实现了小康这个中华民族的千年梦想,打赢了人类历史上规模最大的脱贫攻坚战,近一亿农村贫困人口实现脱贫,历史性地解决了绝对贫困问题,为全球减贫事业作出了重大贡献,“三农”面貌焕然一新,农业农村发展站在了更高历史起点上。党的二十大报告指出,“从现在起,中国共产党的中心任务就是团结带领全国各族人民全面建成社会主义现代化强国、实现第二个百年奋斗目标,以中国式现代化全面推进中华民族伟大复兴”^[1]。全面建设社会主义现代化国家,最艰巨最繁重的任务仍然在农村。农村经济是国家经济的“压舱石”,农村发展是社会稳定的“定盘星”,推动农民共同富裕是实现全社会共同富裕的重要组成部分,也是乡村振兴战略的行动指引和根本所在。因此,实现农民共同富裕是推进全体人民共同富裕的必要条件和应有之义。促进农民共同富裕的首要任务是提高乡村振兴的包容性,缩小城乡收入差距和农村内部收入差距。从我国现实情况来看,21 世纪以来,城乡收入差距明显缩小,但农村内部

作者简介:向栩,西南大学经济管理学院,博士研究生。

通讯作者:温涛,西南大学经济管理学院,教授,博士生导师。

基金项目:国家社会科学基金重大项目“实现巩固拓展脱贫攻坚成果同乡村振兴有效衔接研究”(21ZDA062),项目负责人:温涛;国家社会科学基金重点项目“建立解决相对贫困的制度体系与长效机制研究”(20AZD080),项目负责人:温涛;国家社会科学基金青年项目“共同富裕目标下农村相对贫困的识别测度与长效治理机制研究”(22CTJ008),项目负责人:刘达。

收入差距却呈现出加速扩大的趋势。谢玲红和魏国学从更长的历史视角进行判断,也证实了我国农村内部收入差距从未出现过趋势性缩小阶段^[2]。农村内部收入差距已经和城乡收入差距一样成为实现共同富裕必须攻克的难题。

农村内部收入差距扩大不仅阻碍农民共同富裕目标实现,还会引发农村贫困加剧和社会不稳定等各种负面问题^[3]。保持合理适度的收入差距是实现共同富裕的必要条件^[4],但收入差距过大或增长过快会影响收入分配公平,进而威胁经济发展和社会稳定^[5]。尤其是在新发展阶段,农村内部收入差距的外部环境已经改变,在全体人民着力实现共同富裕的过程中,缩小农村内部收入差距成为巩固脱贫攻坚成果的重要任务,也被赋予确保不发生规模性返贫的底线要求。调查显示,2021年我国农户收入差距较大,部分最低收入组家庭的人均收入甚至低于当年的贫困线,低收入农户致贫和脱贫不稳定户返贫风险较大^①。因此,提升低收入农户收入是缩小农村收入差距、确保不发生规模性返贫的必要前提^②。推进农民共同富裕的关键就在于“提低”,“提低”既有助于缩小城乡收入差距和农村内部收入差距,也有助于“扩中”,推动低收入群体向中等收入群体转变,同时还是巩固脱贫攻坚成果、实现乡村全面振兴的必然要求。

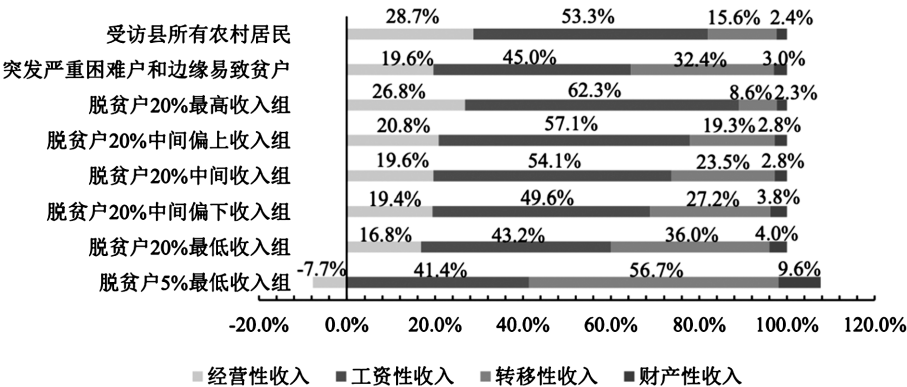
一般而言,金融资本被认为是促进低收入农户增收的重要变量。温涛等认为金融资本是实现农民收入超常规增长的要素配置之一^[6]。金融扶贫和正规金融发展也显著促进了贫困人口脱贫增收,提升了贫困地区的脱贫质量^[7-8]。然而,农村金融存在明显的“精英俘获”机制^[9],精英农户更容易获取外源融资及其收益,加剧了农村内部不平等现象^[10]。金融资本表现出明显的“益富”特征^[11],未能成为缩小农村内部收入差距的资本要素^[12]。其实,财政金融政策对农户的增收效应主要作用于短期,长期内收入分配主要取决于人力资本^[13]。也就是说,在完善的市场机制条件下,劳动力市场会使得高人力资本劳动力获得更高的工资性收入。人力资本理论认为,通过对人自身投资获得的后天经济能力非同小可,其能量之大,足以改变工资结构及劳动与财产收入的相对数额^[14]。Romer用内生增长理论解释新的发展状态,进一步完善了人力资本理论,提出经济增长跟人力资本关系密切,认为提升人力资本是帮助落后经济体远离“低收入陷阱”的有效手段^[15]。李鹏认为乡村教育通过赋能人力资本,以益贫式增长的方式服务乡村发展,进而促进共同富裕^[16]。实证检验也证实,包括中国、美国在内的不少国家发展轨迹均符合内生增长理论关于人力资本与收入增长关系的阐述^[17-18]。

同样,人力资本理论可以被应用到农户收入分配领域的研究之中。有效提升低收入农户收入的基础是准确认识农户收入来源。基于林万龙和纪晓凯的研究成果(如图1)可以发现,工资性收入是农户收入的最主要来源,且脱贫户中越高收入组别的家庭工资性收入占比越大,20%高收入组家庭工资性收入占可支配收入比例达到62.3%,5%低收入组家庭的工资性收入占比仅为41.4%;类似地,突发严重困难户和边缘易致贫户的工资性收入比例明显低于整体平均水平^[20]。也就是说,提高农户工资性收入不仅能提升农村家庭收入水平,还有可能促进低收入群体向中、高收入群体转变,缩小农村内部收入差距。工资性收入是对就业人员劳动的报酬,受就业者人力资本的影响^[21]。因此,在林万龙和纪晓凯的基础上,我们猜想,乡村人力资本通过提高农户工资

① 根据笔者所在的“智能金融与乡村数字经济研究团队”受农业农村部政策与改革司委托对2021年重庆、湖南、贵州、四川、云南5省(直辖市)农户收入情况的调查,20%中间偏下收入组家庭的人均收入6280.99元,仅为20%中间偏上收入组家庭的人均收入22916.11元的27.41%;脱贫户的人均收入8692.80元,仅为普通农户人均收入27553.08元的31.55%。

② 事实上,“提高低收入群体收入”和“保持低收入群体收入增长速度更快”的重要意义不仅体现在农村内部。农民收入保持快速增长,而且增速要高于城镇2个百分点以上,才能使我国在本世纪中叶达到发达国家水平。从现实来看,2020年农村居民人均可支配收入17131元,实际增长3.8%,高于城镇居民收入增速2.6个百分点。2021年农村居民人均可支配收入18931元,实际增长9.7%,高于城镇居民收入增速2.6个百分点。强调农村内部的“提低”是为了在整体增长同时,提低保底。

性收入可以弥补帮扶政策“渐退”造成的农户收入缺口,也可以降低低收入农户对转移性收入的依赖性,缩小帮扶政策“渐进”范围,以“授人以渔”的方式改善低收入群体状况,从而促进农民共同富裕。



注:资料来源于林万龙和纪晓凯的研究结果。原作者强调不同收入组别家庭对转移性收入有较大差别的依赖程度,并提出特惠帮扶政策对于稳定脱贫户应当“渐退”,而对于部分低收入群体应当“渐进”

图1 不同农户人均可支配收入结构比较(2021年)

现有研究中,直接讨论人力资本对农户增收或农村内部收入差距的文献较为缺乏。从增收方面来看,相关研究侧重于人力资本在正规借贷、农地休耕、互联网深化促进农户增收过程中的中介和调节作用^[22-23]。也有不少学者对比人力资本和社会资本,认为社会资本对农户增收具有明显的相对重要性,所以重点关注社会资本的减贫增收效应^[24-25],忽视了相对贫困是源于低收入人群心力资本低、人力资本弱、社会资本乏等多重因素的叠加^[26]。还有学者分析了教育带来的人力资本提升对增加脱贫家庭生计来源以及降低其生计风险的贡献^[27]。最为相近的是程名望等的研究,基于2003—2010年全国农村固定观察点数据,深入分析了人力资本积累对农户增收和农村减贫的作用、影响路径和变化趋势,但其关注重点在于统计分析,缺少关于二者的理论阐释,且数据来源相对陈旧,不能作为新时期农民共同富裕研究的经验证据^[28-29]。从农村内部收入差距来看,一些研究在探讨农村内部收入差距过程中,将人力资本作为解释变量引入模型,得到了人力资本扩大或缩小收入差距的结论,但并未对其进行深入研究^[30-32]。更多学者在人力资本缩小城乡收入差距的研究中做出了突出贡献^[33-35]。关注人力资本与农户增收或农户收入差距单一关系的文献尚且不足,同时考察人力资本的农户增收效应与平衡效应的文献更是寥寥。

本文将农户收入增长和收入差距纳入同一分析框架,考察乡村人力资本的收入效应能否在更大程度上惠及低收入农户,在增收的同时发挥缩小农村内部收入差距作用,进而促进农民共同富裕。相较于已有文献,本文的边际贡献可能体现在以下方面:首先,本文对比了乡村人力资本对不同来源收入的差异性影响,发现工资性收入是人力资本作用于农民收入增长和收入分配的主要途径;其次,本文检验了人力资本、物质资本、社会资本、金融资本对农村内部收入差距的作用效果,发现人力资本对低收入农户(特别是最低收入农户)的增收效应更加显著,成为能够发挥“益贫”作用的“穷人的资本”,而低收入农户并不会更多地获益于物质资本、社会资本和金融资本。在缩小农村内部收入差距、促进农民共同富裕过程中,找准关键因素,才能真正找准解决方案。本文通过系统分析农村内部收入差距的形成机理和影响因素,发现人力资本正是缩小农村内部收入差距的关键因素,并实证检验其作用效果和调节效应,为实现农民共同富裕提出有用建议。

二、理论框架与研究假设

本文从收入和分配两个方面分析乡村人力资本在促进农户增收的同时缩小农村内部收入差

距的理论机制,阐述乡村人力资本通过增长效应和平衡效应改善农村低收入群体状况、推动农民共同富裕的作用过程,并提出本文的研究假设。

(一)乡村人力资本的增长效应

埃里克·尼尔森将人力资本理论的经营理念定义为,个人拥有的一系列技能和特质能在劳动力市场上获得回报。在这个解释下,工资可以被看作人力资本的回报,这使得人力资本可以解释收入增长和分配差异。内生增长理论将人力资本积累作为技术进步内生化的重要途径,进而得出人力资本存量(包括知识、健康和能力等)具有促进经济增长作用的结论。

通过对已有文献的梳理,本文还总结了以下乡村人力资本促进收入增长的理论依据:首先,乡村人力资本在实现传统农业向现代农业转变的过程中促进农户收入增长。舒尔茨详细阐述了传统农业落后、无法成为经济增长源泉的原因,认为农业现代化转型是促进农户收入增长的有效手段,并提出了改造传统农业的具体措施^[36]。他将现代农业发展归功于凝结着现代技术的新生产要素的增加,但农户是否愿意投入新技术取决于他们的能力和意愿,人力资本较低的农户观念相对传统,限制了农业现代化进程。然而,人力资本决定了劳动力的技能创新能力和技术扩散能力^[37]。农户人力资本提高,不仅有助于开阔视野、转变传统观念,也能提高农户掌握和应用新技术的能力,从而在传统农业向现代农业转变的过程中实现增收。其次,人力资本通过提升“干中学”能力促进农户收入增长。乡村人力资本提升了外出务工劳动力的非农求职能力,高人力资本农户更容易获得非农就业机会,为“干中学”提供了基础。同时,高人力资本农户学习能力更强,提高了“干中学”效率,随着经验积累,工作熟练度进一步提升,后期能获得更高的工资回报。

乡村人力资本对中国农村居民的增收效应受城乡二元结构体制限制。舒尔茨认为,劳动力流动本身就是一项投资行为,只有当劳动者认为流动会带来更大利益,即流动收益大于流动成本时才会选择^[38]。从中国的现实情况来看,城乡收入差距为劳动力流动创造了动力。同时,现代科技发展极大改善了交通和通讯,也为劳动力流动提供了便利条件^[39]。更重要的是,党的十八届三中全会明确提出促进以人为核心的城镇化,在城镇化转型过程中,劳动力流动起到首要作用^[40]。因此,国家采取一系列措施促进农村劳动力向城镇流动,包括优化户籍制度、推动用工制度改革、完善社保体系等,积极消除流动障碍,拓展流动空间。2020年3月,《中共中央 国务院关于构建更加完善的要素市场化配置体制机制的意见》进一步强调要引导劳动力合理畅通有序流动。所以,我国现阶段的城镇化政策缓解了二元体制对人力资本增收效应的阻碍作用,外出务工成为农村居民发挥人力资本优势、实现收入增长的基础条件。基于以上分析,本文提出如下研究假设:

H1:乡村人力资本能够提升农户家庭收入。

H2:劳动力流动程度越高,乡村人力资本提升农户收入的作用越明显。

(二)乡村人力资本的平衡效应

本文将农村地区作为一个整体经济系统,构造了一个包含内部收入差异和人力资本差异的理论模型。为了体现内部收入差异,本文假设农村内部存在从事现代产业和传统农业的两个生产部门。因为现代产业和传统农业存在生产率上的差异,所以将从事现代产业的农村居民作为期初农村内部的高收入群体,将从事传统农业的农村居民作为低收入群体。为了体现人力资本差异,本文将农村劳动力分为低技能劳动力和高技能劳动力两类。提升乡村人力资本可以改善农村劳动力技能水平,促使低技能劳动力转变为高技能劳动力。需要提到的是,部分原本从事传统农业的劳动者为了获得更高的工资报酬,会选择转向现代产业部门,而现代产业部门同样有劳动密集型工作,会吸纳一部分低技能劳动力。

现代产业部门的生产函数。将农村内部的现代化部门作为一个统一的生产部门,现代产业

部门既需要高技能劳动力从事技术和知识密集型工作,也需要低技能劳动力从事劳动密集型工作。假设现代产业部门的生产函数为常替代弹性(CES)形式,具体表达式为:

$$Y_{1t} = [\lambda (A_{1t} m L_t)^\alpha + (1 - \lambda) (A_{1t} H_t)^\alpha]^{-\frac{1}{\alpha}} \quad (1)$$

其中,下标 1 代表现代产业部门, t 代表时期。 Y_{1t} 为 t 时期现代产业部门的总产出, λ 为生产要素所占的比例, A_{1t} 为表示 t 时期现代产业部门的平均技术水平, m 表示现代产业部门中的低技能劳动力占总体低技能劳动力的比例, L_t 表示 t 时期农村低技能劳动力总量,则 mL_t 表示 t 时期现代产业部门中低技能劳动力总量, H_t 是 t 时期农村高技能劳动力总量。值得注意的是, H_t 和 L_t 并非固定不变的,乡村人力资本水平提高会促进低技能劳动力向高技能劳动力转变 (H_t 增大, L_t 减小),使得 H_t 与 L_t 的比值增加,这是人力资本进入模型的主要途径。

传统农业部门的生产函数。传统农业以小农经营模式为主,具有结构单一、规模小、水平低等特点。因为传统农业对劳动力的技能水平要求不高,所以假设传统农业部门不吸纳高技能劳动力,并将传统农业部门的产出设定为低技能劳动力数量的线性函数,具体形式如下:

$$Y_{2t} = A_{2t} (1 - m) L_t \quad (2)$$

其中,下标 2 代表传统农业部门, t 代表时期。 Y_{2t} 表示传统农业部门在 t 时期的总产出, A_{2t} 为 t 时期传统农业部门的平均技术水平, $(1 - m) L_t$ 表示 t 时期传统农业部门中低技能劳动力总量。

在竞争性市场中,劳动报酬等于其边际产品价值。根据式(1)可以得到现代产业部门中的高收入群体工资率为:

$$\omega_h = (1 - \lambda) Y_{1t}^{1-\alpha} A_{1t}^\alpha H_t^{\alpha-1} \quad (3)$$

从传统农业部门转移到现代产业部门劳动力的工资率为:

$$\omega_{1t} = \lambda Y_{1t}^{1-\alpha} (mA_{1t})^\alpha L_t^{\alpha-1} \quad (4)$$

为了便于计算,本文假设转移劳动力的工资率 ω_{1t} 与传统农业部门劳动力的工资率 ω_2 之比为常数 k ($k > 1$)。这一假设反映了前文提到的传统农业部门与现代产业部门的生产率差异,也正是因为现代产业部门工资率高于传统农业部门,劳动者才有转型动力。根据假设有如下关系成立:

$$\omega_2 = A_{2t} = \frac{1}{k} \omega_{1t} \quad (5)$$

因为低技能劳动力转移到现代产业部门的比例为 m ,则低收入群体的平均工资率可以表示为 ω_{1t} 和 ω_2 的加权平均值,即:

$$\omega_t = m\omega_{1t} + (1 - m) \omega_2 = \frac{(1 - m + mk) \omega_{1t}}{k} \quad (6)$$

接下来,本文用农村高收入群体工资率 ω_h 与低收入群体工资率 ω_t 的比值来衡量农村内部收入差距 G ,结合式(3)和式(6)可得:

$$G = \frac{\omega_h}{\omega_t} = \frac{1 - \lambda}{\lambda} \frac{k}{1 + (k - 1)m^{1+\alpha}} \left(\frac{H_t}{L_t} \right)^{\alpha-1} \quad (7)$$

前文提到,人力资本促进低技能劳动力向高技能劳动力转化,使得 H_t 与 L_t 的比值增大是其进入模型的主要途径。因此,本文令 $R = H_t/L_t$,用来测度人力资本水平,人力资本越高,越多的低技能劳动力转化为高技能劳动力,那么 R 的值自然越大。

为了考察人力资本对农村内部收入差距的影响效果,本文求解内部收入差距 G 对人力资本 R 的偏导,可得:

$$\frac{\partial G}{\partial R} = \underbrace{(\alpha - 1)}_{<0} \underbrace{\frac{1 - \lambda}{\lambda}}_{>0} \underbrace{\frac{k}{1 + (k - 1)m^{1+\alpha}}}_{>0} \underbrace{\left(\frac{H_t}{L_t} \right)^{\alpha-2}}_{>0} < 0 \quad (8)$$

从式(8)可以看出,农村内部收入差距 G 对人力资本 R 的偏导为负值,表明随着人力资本的提升,农村内部越来越多的低技能劳动力转化为高技能劳动力,这改善了农村内部收入差距。综上,本文提出如下研究假设:

H3:乡村人力资本能够缩小农村内部收入差距,有利于推动农民共同富裕。

三、研究设计

(一)模型构建

为了检验乡村人力资本的收入增长效应,本文构造了如下计量模型:

$$\ln INCOME = \alpha_0 + \alpha_1 HC + \sum \alpha_k X_k + \varepsilon \quad (9)$$

其中,被解释变量 $\ln INCOME$ 是农户家庭全年人均总收入的对数;解释变量 HC 是乡村人力资本,用户主受教育年限来刻画; X 是一系列能够影响农户收入的控制变量,包括农户家庭特征、社会资本、物质资本和金融资本。具体而言,农户家庭特征包括户主性别、户主年龄、劳动力比例、外出务工人数、是否脱贫户^①和抚养负担,社会资本包括是否加入合作社、户主是否党员、是否有官员亲友,物质资本包括土地面积和房屋价值,金融资本包括银行存款和家庭与金融机构距离,具体的变量说明与描述性统计如表1所示。 α_1 是本文最为关注的估计系数,若其显著为正,则表明乡村人力资本具有促进农户收入增长的作用;反之,则不能说明乡村人力资本与农户收入之间存在明显的相关关系。

表1 变量说明与描述性统计

	变量	定义	均值	标准差
家庭收入	人均总收入	家庭全年人均总收入(元/人,对数)	9.694	0.946
	人均工资性收入	家庭全年人均工资性收入(元/人,对数)	9.424	0.908
	人均经营性收入	家庭全年人均经营性收入(元/人,对数)	9.379	2.094
	人均财产性收入	家庭全年人均财产性收入(元/人,对数)	5.233	2.133
	人均转移性收入	家庭全年人均转移性收入(元/人,对数)	6.429	1.624
人力资本	户主受教育年限	小学及以下=6;初中=9;高中或中专=12;本科或大专=16;研究生及以上=19	9.678	3.010
	最高受教育年限	同上	13.387	2.972
	技能培训	是否参加过技能培训:是=1,否=0	0.543	0.499
家庭特征	户主性别	户主性别:男性=1,女性=0	0.894	0.308
	户主年龄	户主年龄(岁)	52.973	9.215
	劳动力比例	家庭劳动力人数与家庭总人口之比(%)	0.408	0.280
	外出务工人数	家庭外出务工人数(人)	0.778	0.767
	脱贫户	家庭是否曾是建档立卡贫困户:是=1,否=0	0.071	0.257
社会资本	抚养负担	18岁以下及60岁以上人口占家庭总人口比例(%)	0.305	0.262
	合作社	是否加入农民专业合作社或农业企业:是=1,否=0	0.261	0.440
	户主党员	户主是否是中共党员:是=1,否=0	0.041	0.198
物质资本	官员亲友	是否有家庭或亲戚担任公职人员:是=1,否=0	0.292	0.455
	土地面积	家庭自有土地面积(亩)	5.229	5.845
金融资本	房屋价值	家庭住房总价值(元,对数)	11.096	1.425
	银行存款	家庭银行存款余额(万元)	4.139	7.186
	金融机构距离	家庭与最近的银行类金融机构网点的距离(公里)	3.244	3.522

为了检验乡村人力资本的收入平衡效应,本文选用再中心化影响函数(RIF)回归方法进行实证分析。由于本文的实证研究基于的是实地调查的截面数据,在研究收入不平等问题时只能算出一个反映整个调查地区2021年的基尼系数,无法刻画其变化特征。RIF回归方法能有效解决这一困境,在RIF回归中,当被解释变量的统计量为基尼系数、分位距等反映不平等的指标时,

^① 脱贫户指曾是建档立卡贫困户,后脱贫。

可以观测到解释变量总体均值变化对被解释变量总体不平等性的影响^[41]。而且,RIF 回归还能避免实证过程中的内生性问题^[42]。因此,RIF 回归方法在群体收入的不平等研究中被广泛使用。在实际的实证过程中,本文选择人力资本、物质资本、社会资本和金融资本作为农户收入不平等的解释变量,并且对家庭特征进行了控制。

RIF 回归的定义表达式为:

$$RIF(y, v(F_y)) = v(F_y) + IF(y, v(F_y)) \quad (10)$$

其中, $v(F_y)$ 表示 y 的各种统计量; $IF(y, v(F_y))$ 反应了观测值 y_i 的微小变动如何影响统计量 $v(F_y)$,被称为 y 的影响函数(Influence Function)。RIF 回归反映的是当 F_y 和 $v(F_y)$ 给定时, y_i 对 $v(F_y)$ 的相对贡献情况。

表 2 乡村人力资本与农户人均总收入

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	人均总收入				
户主受教育年限	0.037 *** (0.012)	0.043 *** (0.010)	0.037 *** (0.010)	0.033 *** (0.012)	0.024 ** (0.011)
户主性别		-0.153 ** (0.065)	-0.165 ** (0.067)	-0.180 ** (0.075)	-0.142 ** (0.070)
户主年龄		0.005 (0.003)	0.004 (0.003)	0.005 (0.004)	0.006 (0.004)
劳动力比例		1.346 *** (0.153)	1.344 *** (0.149)	1.397 *** (0.156)	1.369 *** (0.184)
外出务工人员		0.120 *** (0.042)	0.102 ** (0.042)	0.090 ** (0.043)	0.094 ** (0.041)
抚养负担		0.100 (0.109)	0.089 (0.110)	0.067 (0.118)	0.114 (0.112)
脱贫户		-0.471 *** (0.104)	-0.468 *** (0.104)	-0.405 *** (0.118)	-0.372 *** (0.109)
户主党员			0.016 (0.154)	0.048 (0.175)	0.089 (0.172)
官员亲友			0.149 ** (0.071)	0.160 ** (0.077)	0.132 * (0.076)
合作社			0.208 *** (0.071)	0.205 *** (0.077)	0.163 ** (0.075)
土地面积				-0.001 (0.006)	0.002 (0.006)
房屋价值				0.053 ** (0.026)	0.060 ** (0.024)
银行存款					0.034 *** (0.007)
金融机构距离					-0.002 (0.008)
截距项	9.332 *** (0.120)	8.450 *** (0.246)	8.473 *** (0.247)	7.865 *** (0.421)	7.703 *** (0.393)
样本量	689	686	686	579	578
R ²	0.014	0.230	0.244	0.242	0.297

注:括号内为稳健标准误。***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的统计性水平下显著,下同

基于 RIF 回归方法,本文构建了如下反映乡村人力资本与农村内部收入差距因果关系的计量模型:

$$RIF(income, v(F_{income})) = \beta_0 + \beta_1 HC + \sum \beta_k X_k + \epsilon \quad (11)$$

其中, $RIF(income, v(F_{income}))$ 是构造的用于衡量农村内部收入差距的一系列 RIF 统计量,包括第 90 个分位数和第 10 个分位数之间的对数工资差距($\text{iqr}(90\ 10)$)和工资比率($\text{iqrtio}(90\ 10)$)、最富有的 10%人和最贫穷的 10%人的工资比率($\text{iqsr}(10\ 90)$)、农户人均收入的基尼系数(Gini)和人均收入对数的方差(Variance); HC 和 X 的设定一致于模型(9)。 β_1 衡量了人力资

本对农村内部收入差距的边际效应,若 β_1 显著为负,则表明人力资本具有缩小城乡内部收入差距的作用;反之,则表明人力资本并不存在收入平衡效应。

(二)数据来源及处理

本文的实证分析基于中国农村经济与农村金融调查数据(China Rural Economy and Rural Finance Survey, CRERFS)。该数据来源于农业农村部政策与改革司委托西南大学智能金融与乡村数字经济研究团队开展的微观调查项目,重点关注新时期中国农村金融改革创新和农业农村现代化的推进情况,调查内容包括农户的基本家庭特征、生产经营行为、收入分配情况和数字金融使用等信息。为了保证实证数据能够最大程度地反映调查地区农户人力资本与收入分配的关系,本文对调查数据进行了如下处理:一、剔除家庭全年总收入小于或等于0的样本;二、剔除家庭工资性收入与经营性收入之和小于或等于0的样本;三、剔除家庭中无适龄劳动力^①的样本;四、剔除其他重要变量存在严重缺失的样本;五、为了避免极端值对回归结论的影响,对连续型变量进行1%的缩尾(Winsorize)处理。

四、实证结果

(一)乡村人力资本的增长效应

表2反映了乡村人力资本收入增长效应的回归结果。回归过程中,通过逐步引入控制变量的方法来增加估计结果的稳健性。列(1)是户主受教育年限与家庭人均总收入的一元线性回归结果,解释变量的估计系数在1%的统计性水平下显著为正,表明乡村人力资本能够有效提升农户收入。之后各列是逐步将家庭特征、社会资本、物质资本和金融资本相关变量引入模型的多元线性回归结果。随着控制变量的逐步引入,户主受教育年限的估计系数逐渐降低,但仍然显著为正,表明在控制能够影响农户收入的其他变量之后,乡村人力资本的收入增长效应依然显著存在。研究假设H1得以验证。

对于控制变量而言,家庭特征变量中的劳动力比例和外出务工人数的增加会显著提升农户收入,而女性户主会抑制农户收入增长;值得注意的是,相较于非贫困户,脱贫户的收入增长幅度更小,如何更有效地促进脱贫户的收入增长、防止脱贫户返贫是促进农民共同富裕过程中需要关注的问题。社会资本方面,拥有官员亲友和加入合作社的家庭人均收入会显著提高,而户主是否是党员对收入的影响不显著。物质资本方面,房屋价值会对农户收入产生正向影响,而土地面积的影响不显著。金融资本方面,农户家庭银行存款越大,收入水平越高,但与金融机构的距离并不会显著影响其收入水平。

基准回归结果证实了乡村人力资本对农户具有收入增长效应,但无法获悉通过何种收入渠道来影响总收入。接下来,本文按照国家统计局的分类标准,将总收入分为工资性收入、经营性收入、财产性收入和转移性收入,分别估计户主受教育年限对不同渠道收入的影响,回归结果报告在表3中。由列(1)可知,户主受教育年限对工资性收入的估计系数显著为正,且在5%的统计性水平下显著为正,表明乡村人力资本提升能促进农户工资性收入的增长,这与赵海和彭代彦^[43]的基本结论相一致。列(2)至列(4)中户主受教育年限的估计系数均在统计学上不显著,未观测到人力资本与经营性收入、财产性收入和转移性收入之间的相关关系。究其原因,经营性收入来自于农民的生产经营活动,起初农民的经营性收入依赖于组织起来的规模化和专业化,随着农村互联网的发展,现阶段影响经营性收入最明显、最直接的因素是互联网^[44];财富积累是财产

^① 适龄劳动力指18~60岁之间的劳动力。

性收入的根本来源,促进农户财产性收入增长的主要手段在于提升其财富积累和拓宽投资渠道,相较而言,人力资本的作用并不明显;转移性收入主要来源于政府的转移支付^[45],是收入再分配的主要形式^[46],因此农户转移性收入的变化取决于政府的财政政策,受人力资本的影响有限。总而言之,人力资本主要通过工资性收入的途径来提升农户收入水平,与前文理论机制中的说法自洽。

表 3 乡村人力资本与不同来源人均收入

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	工资性收入	经营性收入	财产性收入	转移性收入
户主受教育年限	0.025 ** (0.010)	-0.107 (0.091)	-0.010 (0.050)	0.021 (0.032)
户主性别	-0.100 (0.065)	0.177 (0.555)	-0.395 (0.302)	0.029 (0.168)
户主年龄	0.006 * (0.004)	-0.016 (0.021)	0.023 (0.016)	0.029 *** (0.008)
劳动力比例	1.575 *** (0.234)	-1.764 (1.625)	0.291 (0.405)	0.918 ** (0.453)
外出务工人数	0.151 *** (0.037)	0.007 (0.275)	-0.409 ** (0.195)	-0.118 (0.113)
抚养负担	0.073 (0.108)	-1.458 (1.331)	-1.545 *** (0.528)	1.549 *** (0.375)
脱贫户	-0.288 *** (0.108)	-1.350 (0.859)	-0.733 (0.702)	0.211 (0.307)
户主党员	-0.101 (0.149)	-1.915 (1.518)	0.280 (0.464)	0.463 (0.452)
官员亲友	0.078 (0.069)	0.566 (0.510)	0.891 *** (0.305)	0.049 (0.179)
合作社	0.167 ** (0.071)	0.809 ** (0.373)	-0.232 (0.324)	-0.029 (0.216)
土地面积	0.006 (0.006)	-0.026 (0.050)	0.009 (0.031)	0.005 (0.011)
房屋价值	0.041 * (0.022)	0.088 (0.117)	0.163 (0.110)	-0.023 (0.058)
银行存款	0.021 *** (0.006)	0.066 *** (0.021)	0.104 *** (0.015)	0.009 (0.011)
金融机构距离	0.007 (0.007)	-0.117 (0.120)	-0.000 (0.049)	-0.016 (0.025)
截距项	7.469 *** (0.395)	11.023 *** (2.687)	2.150 (1.571)	4.083 *** (0.899)
样本量	578	102	174	345
R ²	0.339	0.223	0.286	0.109

(二)乡村人力资本的平衡效应

为了检验人力资本是否更有助于提升低收入农户的收入水平,从而缩小农村内部收入差距,本文考察了乡村人力资本对不同收入水平农户的增收效应。通过选取 5 个具有代表性的分位点(10%、25%、50%、75%和 90%),采用 RIF 分位数回归方法考察各分位点上乡村人力资本与农户人均总收入之间的关系。回归结果报告在表 4 中。

可以看到,在 25%分位点以下,乡村人力资本对农户收入具有显著的增长效应,且对于收入最低的 10%农户的增收效应更为显著,其回报率(0.082)是 25%分位点上(0.036)农户的 2.28 倍。50%及以上分位点上的估计系数在统计学上不显著,表明人力资本的增收效应不明显。也就是说,乡村人力资本对低收入农户具有明显的增收效应(尤其是对于最低收入群体),对高收入农户的增收效应不显著,因此在增加农户收入的同时也缩减了收入不平等,发挥了缩小农村内部收入差距的平衡效应。

表 4 乡村人力资本增长效应的无条件分位数回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	Q10	Q25	Q50	Q75	Q90
户主受教育年限	0.082*** (0.029)	0.036** (0.018)	0.009 (0.015)	0.019 (0.015)	-0.018 (0.021)
户主性别	-0.310* (0.173)	-0.249** (0.107)	-0.110 (0.089)	-0.073 (0.089)	-0.004 (0.128)
户主年龄	0.011 (0.009)	0.002 (0.006)	0.013*** (0.005)	0.004 (0.005)	-0.008 (0.007)
劳动力比例	0.994*** (0.314)	0.857*** (0.195)	1.517*** (0.162)	1.539*** (0.161)	1.815*** (0.233)
外出务工人员数	0.147 (0.108)	0.192*** (0.067)	0.087 (0.056)	0.119** (0.055)	0.052 (0.080)
抚养负担	0.171 (0.304)	0.126 (0.189)	0.110 (0.157)	0.158 (0.156)	0.386* (0.226)
贫困户	-0.468 (0.313)	-0.396** (0.194)	-0.341** (0.161)	-0.297* (0.161)	-0.283 (0.232)
户主党员	-0.035 (0.415)	0.147 (0.258)	-0.038 (0.214)	0.150 (0.213)	0.318 (0.308)
官员亲友	0.225 (0.181)	0.065 (0.112)	0.119 (0.093)	0.090 (0.093)	0.183 (0.134)
合作社	0.260 (0.182)	0.262** (0.113)	0.156* (0.094)	0.078 (0.094)	0.124 (0.135)
土地面积	-0.005 (0.014)	0.003 (0.009)	0.002 (0.007)	-0.004 (0.007)	-0.003 (0.010)
房屋价值	0.076 (0.057)	0.054 (0.035)	0.063** (0.029)	0.035 (0.029)	0.061 (0.042)
银行存款	0.023* (0.012)	0.022*** (0.008)	0.026*** (0.006)	0.026*** (0.006)	0.051*** (0.009)
金融机构距离	0.019 (0.022)	0.017 (0.014)	-0.001 (0.012)	-0.008 (0.011)	-0.012 (0.017)
截距项	0.476*** (0.143)	0.217 (0.005)	-0.483** (0.222)	-0.340* (0.193)	-0.089 (0.139)
样本量	578	578	578	578	578
R ²	0.072	0.139	0.199	0.195	0.129

为了更加准确地测度乡村人力资本在缩小农村内部收入差距中的作用,接下来依据模型(11)的做法,从人力资本、物质资本、社会资本和金融资本中寻找农村内部收入差距的决定因素。从表 5 的回归结果可以看到,乡村人力资本能显著缩小农村内部收入差距。物质资本和社会资本对农村内部收入差距的影响并非恒为负,且在统计上不显著。金融资本中的银行存款会扩大农村内部收入差距,但仅在 OLS 标准误下显著,金融机构距离可以缩小农户收入的基尼系数和方差,可能会对缩小农村内部收入差距产生有益影响。具体来看人力资本的影响,户主的平均受教育年限增加一年,第 90 个分位数和第 10 个分位数之间的对数工资差距和工资比率将下降 5.27% $(-0.115/2.183)$ 和 12.47% $(-1.105/8.864)$,最富有的 10%人和最贫穷的 10%人的工资比率将下降 1.12% $(-0.016/1.432)$,农户人均收入的基尼系数将下降 3.77% $(-0.002/0.053)$ 。人均收入对数的方差或许也会随受教育年限的上升而下降,但这种关系在统计学上并不显著。假设 H3 得到验证。

表 5 农村内部收入差距的决定因素

		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
变量		ln 人均收入 iqr(90 10)	人均收入 iqrtio(90 10)	人均收入 iqsr(10 90)	人均收入 Gini	ln 人均收入 Variance
人力资本	户主受教育年限	-0.115	-1.105	-0.016	-0.002	-0.041
	Default	(0.038) ***	(0.332) ***	(0.009) *	(0.001) **	(0.025)
	Robust	(0.036) ***	(0.337) ***	(0.008) **	(0.01) **	(0.025)
	Bootstrap	(0.040) ***	(0.379) ***	(0.009) *	(0.001) *	(0.027)
物质资本	土地面积	-0.011	0.097	0.005	-0.001	0.011
	Default	(0.018)	(0.166)	(0.004)	(0.01)	(0.012)
	Robust	(0.019)	(0.179)	(0.004)	(0.01)	(0.011)
	Bootstrap	(0.020)	(0.188)	(0.004)	(0.001)	(0.012)
	房屋价值	-0.059	-0.696	0.008	0.001	0.029
	Default	(0.073)	(0.690)	(0.017)	(0.001)	(0.051)
	Robust	(0.074)	(0.690)	(0.018)	(0.002)	(0.056)
	Bootstrap	(0.078)	(0.723)	(0.019)	(0.002)	(0.056)
社会资本	官员亲友	0.065	0.184	0.016	0.002	0.058
	Default	(0.230)	(2.177)	(0.053)	(0.005)	(0.159)
	Robust	(0.236)	(2.198)	(0.053)	(0.005)	(0.155)
	Bootstrap	(0.253)	(2.303)	(0.058)	(0.005)	(0.160)
	户主党员	-0.224	-2.166	-0.034	-0.007	-0.200
	Default	(0.554)	(5.246)	(0.127)	(0.011)	(0.368)
	Robust	(0.502)	(4.721)	(0.130)	(0.010)	(0.327)
	Bootstrap	(0.514)	(4.730)	(0.147)	(0.012)	(0.375)
	合作社	-0.158	-1.732	-0.015	-0.004	-0.064
	Default	(0.239)	(2.193)	(0.053)	(0.005)	(0.154)
	Robust	(0.233)	(2.169)	(0.056)	(0.005)	(0.168)
	Bootstrap	(0.233)	(2.124)	(0.060)	(0.005)	(0.175)
金融资本	银行存款	0.028	0.190	0.009	0.001	0.035
	Default	(0.016) **	(0.149)	(0.004) **	(0.001) **	(0.010) ***
	Robust	(0.018)	(0.159)	(0.006)	(0.001)	(0.021)
	Bootstrap	(0.021)	(0.199)	(0.006)	(0.001)	(0.022)
	金融机构距离	-0.039	-0.370	-0.013	-0.001	-0.036
	Default	(0.029)	(0.274)	(0.007) **	(0.001) *	(0.019) *
	Robust	(0.028)	(0.266)	(0.006) **	(0.001) **	(0.016) **
	Bootstrap	(0.033)	(0.325)	(0.006) **	(0.001 *)	(0.017) **
	截距项	3.869	27.101	1.469	0.066	0.862
	Default	(0.901) ***	(8.526) ***	(0.199) ***	(0.017) ***	(0.578) *
	Robust	(0.883) ***	(8.325) ***	(0.212) ***	(0.017) ***	(0.611)
	Bootstrap	(0.947) ***	(8.828) ***	(0.204) ***	(0.018) ***	(0.613)
	Avg.RIF	2.183	8.864	1.432	0.053	0.889
	样本量	551	551	551	551	551
	R ²	0.238	0.236	0.193	0.228	0.207

注: Firpo et al.(2009)建议当统计数据与无条件分位数相关时,应采用 Bootstrap 标准误,或至少采用稳健标准误,为增强回归结果稳健性,表中报告了三种形式的标准误:OLS 标准误(Default)、稳健标准误(Robust)和基于 500 次重复的 Bootstrap 标准误(Bootstrap)

(三)稳健性检验

即使前文的分类回归、分样本回归和多种形式标准误的报告在一定程度上说明了研究结论的可信性,本文仍然通过更换解释变量的方法进行稳健性检验。具体做法是,用“家庭最高受教育年限”和“近 3 年是否参加过技能培训”作为乡村人力资本的代理变量,重新测度乡村人力资本对农户收入增长和农村内部收入差距的影响。一方面,家庭的生产决策并非仅取决于户主,家庭

中受教育程度最高的个体也会领导家庭决策,或通过其他方式影响家庭收入;另一方面,人力资本并非单纯来源于正规教育,技能培训也是提高人力资本的重要手段。表 6 报告了稳健性检验的回归结果。可以看到,更换代理变量之后,乡村人力资本促进农户收入增长和缩小农村内部收入差距的基本结论并未发生改变。

一般来说,为了避免参数估计的不一致性,稳健性检验还需关注被解释变量和解释变量互为因果而产生的内生性问题,但本文并未对其重点关注。这得益于 RIF 回归方法的特点,相较于传统估计方法需要满足变量外生的要求,RIF 回归既能处理外生变量也能处理内生变量,这对人力资本与农村内部收入差距之间可能存在的内生性问题起到很好的弱化作用,体现了 RIF 回归在微观不平等问题研究中无可比拟的优势。

表 6 稳健性检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	ln 人均收入	ln 人均收入	人均收入 Gini	人均收入 Gini
最高受教育年限	0.041 *** (0.012)		-0.001 ** (0.001)	
技能培训		0.178 ** (0.071)		-0.014 *** (0.004)
控制变量	是	是	是	是
截距项	7.665 *** (0.409)	8.085 *** (0.402)	0.075 *** (0.019)	0.062 *** (0.017)
样本量	578	578	551	551
R ²	0.249	0.241	0.221	0.230

注:篇幅所限,对于衡量内部收入差距的 RIF 统计量,表中仅报告了最为广泛使用的 Gini 系数,其他统计量的估计结果基本保持一致。对于 RIF 回归标准误,表中仅报告了稳健标准误,其他标准误基本保持一致

(四)调节效应检验

劳动力流动被认为是影响农村内部收入差距的一个重要因素,既能促进农户增收,又有助于缩小农村内部收入差距^[44]。然而,外出务工所需的非农就业能力受制于农户的人力资本水平^[48],促进农户外出务工离不开人力资本的作用^[49]。前文提到,在城乡二元结构体制的限制下,劳动力流动是人力资本影响农户收入状况的一个基础条件。因此,本文用农户外出务工经历作为劳动力流动的代理变量,构建一个乡村人力资本与劳动力流动的交乘项,通过调节效应模型检验劳动力流动、乡村人力资本和农户收入之间的关系。

表 7 外出务工对人力资本影响农户收入的调节作用

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	ln 人均收入	ln 人均收入	人均收入 Gini	人均收入 Gini
户主受教育年限	0.032 *** (0.012)	0.017 (0.012)	-0.002 ** (0.001)	-0.003 *** (0.001)
外出务工经历	0.033 (0.081)	-0.374 (0.255)	0.002 (0.005)	-0.035 * (0.018)
户主受教育年限×外出务工经历		0.042 * (0.025)		0.004 ** (0.002)
控制变量	是	是	是	是
截距项	7.850 *** (0.427)	7.990 *** (0.431)	0.067 *** (0.020)	0.080 *** (0.020)
样本量	578	578	551	551
R ²	0.242	0.246	0.221	0.233

表 7 中,列(1)和列(2)是在模型(9)的基础上加入外出务工经历和户主受教育年限与外出务工经历交互项的回归结果。可以看到,此时的模型拟合程度更高,且交互项的估计系数在 10%

的显著性水平下显著为正,表明外出务工对乡村人力资本促进农户收入增长的效应具有正向影响,表现为协同效应。列(3)和列(4)的被解释变量是农村内部收入差距,列(4)中交互项的估计系数符号为正,且在5%的统计性水平上显著,这意味着外出务工对农户内部收入差距的边际效应随着人力资本的提升而增加。上述结论说明,外出务工在当前农村劳动力转移过程中仍然发挥着重要作用,进一步激励了乡村人力资本的收入增长效应,这与研究假设H2的表述一致;但外出务工抑制了乡村人力资本对农户内部收入的平衡效应。在现实生活中体现为,具有较高人力资本且选择外出务工的农村劳动力,他们获得的非农工资收入显著高于农村剩余劳动力获得的农业收入,外出务工时,人力资本水平更高的劳动力可以选择高技能型劳动,从而获得更高的工资收入,他们由此成为村中的“富人”。在这一过程中,人力资本促使外出务工农户收入提高,体现了上述协同效应,但村中的“富人”更富拉大了内部收入差距,又体现了人力资本对外出务工平衡效应的抑制。因此,注重对农村相对贫困户的人力资本建设,鼓励其外出务工,并提供更多的就业机会和更完善的就业保障,将更有助于改善低收入群体的状况,在提升农户整体收入的同时缩小农村内部收入差距。

五、结论与建议

本文力图理清乡村人力资本对不同收入水平(尤其是低收入)农户收入分配的影响,探索中国乡村人力资本变化是否有助于缩小农村内部收入差距,进而促进农民共同富裕。基于CRERFS 2021调研数据,采用RIF回归方法实证检验了人力资本对农户增收和农村内部收入差距的影响效果。结果显示:乡村人力资本提升有助于促进农户平均收入增长;从分位数回归结果可知,乡村人力资本的增收效果对收入水平在25%分位点以下农户更加显著,对低收入农户的提升力度大于中、高收入农户,起到了缩小农村内部收入差距的作用;为了更准确地观察人力资本的平衡效应,用多种反映内部收入差距的统计量寻找人力资本、物质资本和社会资本和金融资本中影响农户收入差距的因素,结果发现人力资本的缩差效应最为显著,进一步说明人力资本在发挥增收效应的过程中还会缩小农户收入差距;通过对不同收入来源的划分,发现工资性收入是乡村人力资本影响农户收入的主要渠道;受中国城乡二元结构体制的影响,劳动力流动是乡村人力资本发挥增长和平衡效应的基础条件,劳动力流动激励了人力资本的增收效应,但抑制了平衡效应。基于上述研究结论,为改善低收入农户状况、推进农民共同富裕提出如下政策建议:

第一,发展乡村教育,加快乡村人力资本积累。增加乡村教育财政投入,加大对财政困难地区转移支付力度,完善对农村地区、低收入群体的资助体系,让优质教育资源惠及低收入农户;办好乡村小规模学校,合理撤并,加强乡村学校抱团联动,通过线上课堂实现教育资源共享;打造高技能、高素质的乡村教师队伍,优先考虑乡村教师的职称评定、待遇提升和环境改善,定向培养更多本土化乡村教师,吸引更多优秀人才到乡村任教。

第二,培养高素质农民群体,促进农村高质量发展。增加政策支持和财政投入力度,从生活水平、收入增长、产业发展和社会地位等方面提升高素质农民的政策环境;重视职业教育发展,增加职业教育投入,提升职业教育的规模和质量,为高素质农民的培养开辟一体化人才成长通道;强化分类培养,根据不同地区、不同特征的农村劳动力,针对提升劳动力素质的制约因素,因地制宜,精准施策,保障高素质农民的生产率得到有效提高,夯实高质量发展的动力基础。

第三,鼓励富余农村劳动力外出务工。加快推进户籍制度改革,破除城乡二元体制,完善进城务工人员的社会保障体系,从工资待遇、住房保障和就业环境等方面改善农民工境况,加快农民工市民化进程,为区域间、城乡间的劳动力流动创造更简易顺畅的条件。

参考文献:

- [1] 习近平. 高举中国特色社会主义伟大旗帜 为全面建设社会主义现代化国家而团结奋斗——在中国共产党第二十次全国代表大会上的报告[J]. 人民日报, 2022-10-26(1).
- [2] 谢玲红, 魏国学. 共同富裕视野下缩小农村内部收入差距的现实挑战与路径选择[J]. 经济学家, 2022(9): 119-128.
- [3] 张兵, 刘丹, 郑斌. 农村金融发展缓解了农村居民内部收入差距吗? ——基于中国省级数据的面板门槛回归模型分析[J]. 中国农村观察, 2013(3): 19-29.
- [4] 孙敬水, 于思源. 农村居民收入差距适度性影响因素实证研究——基于全国 31 个省份 2852 份农村居民家庭问卷调查数据分析[J]. 经济学家, 2014(8): 90-102.
- [5] 张建升. 农村居民收入分布的动态演进及趋势[J]. 西北农林科技大学学报(社会科学版), 2012(2): 42-46.
- [6] 温涛, 等. 农民收入超常规增长的要素配置与战略协同研究[M]. 北京: 科学出版社, 2018: 135.
- [7] 温涛, 刘达. 农村金融扶贫: 逻辑、实践与机制创新[J]. 社会科学战线, 2019(2): 65-71.
- [8] 王汉杰, 温涛, 韩佳丽. 深度贫困地区农户借贷能有效提升脱贫质量吗? [J]. 中国农村经济, 2020(8): 54-68.
- [9] 温涛, 朱炯, 王小华. 中国农贷的“精英俘获”机制: 贫困县与非贫困县的分层比较[J]. 经济研究, 2016(2): 111-125.
- [10] 王小华, 温涛, 王定祥. 县域农村金融抑制与农民收入内部不平等[J]. 经济科学, 2014(2): 44-54.
- [11] 王汉杰, 温涛, 韩佳丽. 深度贫困地区农村金融与农户收入增长: 益贫还是益富? [J]. 当代财经, 2018(11): 44-55.
- [12] 王小华, 王定祥, 温涛. 中国农贷的减贫增收效应: 贫困县与非贫困县的分层比较[J]. 数量经济技术经济研究, 2014(9): 40-55.
- [13] YANG D T. Education and allocative efficiency: Household income growth during rural reforms in China[J]. Journal of development economics, 2004(1): 137-162.
- [14] SCHULTZ T W. The economic value of education[M]. New York: Columbia university press, 1963: 22-24.
- [15] ROMER P M. Increasing returns and long-run growth[J]. Journal of political economy, 1986(3): 1002-1037.
- [16] 李鹏. 益贫式增长: 乡村教育促进共同富裕的模式、困境与对策[J]. 西南大学学报(社会科学版), 2023(3): 191-199.
- [17] MINCER J. Schooling, experience and earnings[M]. New York: National bureau of economic research, 1974: 12.
- [18] PSACHAROPOULOS G. Returns to education: A further international update and implications[J]. Journal of human resources, 1985(4): 583-604.
- [19] 高梦滔, 姚洋. 农户收入差距的微观基础: 物质资本还是人力资本? [J]. 经济研究, 2006(12): 71-80.
- [20] 林万龙, 纪晓凯. 从摆脱绝对贫困走向农民共同富裕[J]. 中国农村经济, 2022(8): 2-15.
- [21] HECKMAN J J, HOTZ V J. An investigation of the labor market earnings of panamanian males evaluating the sources of inequality[J]. Journal of human resources, 1986(4): 507-542.
- [22] 陈思, 罗尔呷, 聂凤英. 正规借贷对农户收入的影响及作用路径——基于西部贫困地区 710 户农户面板数据的实证分析[J]. 江汉论坛, 2020(12): 34-44.
- [23] 谢先雄, 赵敏娟, 蔡瑜, 等. 农地休耕如何影响农户收入? ——基于西北休耕试点区 1240 个农户面板数据的实证[J]. 中国农村经济, 2020(11): 62-78.
- [24] 周晔馨. 社会资本是穷人的资本吗? ——基于中国农户收入的经验证据[J]. 管理世界, 2012(7): 83-95.
- [25] 刘彬彬, 陆迁, 李晓平. 社会资本与贫困地区农户收入——基于门槛回归模型的检验[J]. 农业技术经济, 2014(11): 40-51.
- [26] 余应鸿, 张翔. 新发展阶段相对贫困的教育治理机制与行动路径[J]. 西南大学学报(社会科学版), 2022(6): 176-184.
- [27] 孙晗霖, 王倩茹, 刘新智. 教育对欠发达地区脱贫群体生计可持续的影响研究——基于货币效应与非货币效应的分析[J]. 西南大学学报(社会科学版), 2021(6): 51-63.
- [28] 程名望, Jin Yanhong, 盖庆恩, 等. 农村减贫: 应该更关注教育还是健康? ——基于收入增长和差距缩小双重视角的实证[J]. 经济研究, 2014(11): 130-144.
- [29] 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(1): 168-181.
- [30] 程名望, 史清华, Jin Yanhong, 等. 农户收入差距及其根源: 模型与实证[J]. 管理世界, 2015(7): 17-28.
- [31] 刘林, 李光浩, 王力. 少数民族农户收入差距的经验证据: 物质资本、人力资本抑或社会资本[J]. 农业技术经济, 2016(5): 70-79.
- [32] 李晓嘉, 蒋承. 农村减贫: 应该更关注人力资本还是社会资本? [J]. 经济科学, 2018(5): 68-80.
- [33] 郭剑雄. 人力资本、生育率与城乡收入差距的收敛[J]. 中国社会科学, 2005(3): 27-37.
- [34] 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.
- [35] 温涛, 王小华, 董文杰. 金融发展、人力资本投入与缩小城乡收入差距——基于中国西部地区 40 个区县的经验研究[J]. 吉林大学社会科学学报, 2014(2): 27-36.
- [36] 舒尔茨. 改造传统农业[M]. 北京: 商务印书馆, 1987: 140.
- [37] ANGEL de la F, RAFAEL D. Schooling data, technological diffusion, and the neoclassical model[J]. American economic review,

2001(2):323-327.

- [38] 舒尔茨. 论人力资本投资[M]. 北京:北京经济学院出版社,1992:200
- [39] 张建斌. 人力资本视角下的农村反贫困问题研究[J]. 当代经济管理,2011(2):6-11.
- [40] 胡鞍钢. 城市化是今后中国经济发展的主要推动力[J]. 中国人口科学,2003(6):5-12.
- [41] FIRPO S,FORTIN N M,LEMIEUX T. Unconditional quantile regressions[J]. Econometrica. 2009(3):953-973.
- [42] BORGES N T. Fixed effects in unconditional quantile regression. Stata journal. 2016(2):403-415.
- [43] 赵海,彭代彦. 农户人力资本投资与工资性收入增长的实证分析[M]. 农业技术经济,2009(4):53-61.
- [44] 曾亿武,郭红东,金松青. 电子商务有益于农民增收吗? ——来自江苏沭阳的证据[M]. 中国农村经济,2018(2):49-64.
- [45] 黄祖辉,王敏,万广华. 我国居民收入不平等问题:基于转移性收入角度的分析[J]. 管理世界,2003(3):70-75.
- [46] 杨天宇. 中国居民转移性收入不平等成因的实证分析. 中南财经政法大学学报[J],2018(1):42-50.
- [47] 毛学峰,刘靖. 本地非农就业、外出务工与中国农村收入不平等[J]. 经济理论与经济管理,2016(4):100-112.
- [48] 吴振华. 人力资本投资、就业能力与农民收入增长[J]. 西部论坛,2015(5):20-27.
- [49] 张娜,邓金钱. 农户人力资本投资与城乡劳动力流动:总体效应与结构差异[J]. 农业技术经济,2017(3):88-98.

Does Rural Human Capital Promote Farmers' Common Prosperity?

XIANG Xu,WEN Tao

(College of Economics and Management ,Southwest University ,Chongqing 400715,China)

Abstract: Since the 18th National Congress of the Communist Party of China, the perfect ending of poverty alleviation and the realization of “double exceedance” of farmers’ income growth have significantly improved the urban-rural income gap. The internal gap is an important dimension of the income gap. Narrowing the internal income gap in rural areas, like the income gap between urban and rural areas, is also an essential part of achieving common prosperity. Based on the CRERFS2021 survey data, this paper explores the path of increasing farmers’ income and reducing the gap from the perspective of rural human capital through RIF regression analysis. The research finds that the change of rural human capital contributes to both “prosperity” and “sharing”. It not only improves the income of farmers, but also increases the income of low-income farmers more than that of middle-income and high-income farmers, becoming the key factor to narrow the income gap within rural areas; By decomposing different sources of income, it is found that rural human capital has an impact on the income of farmers mainly through wage income, and has no significant impact on the income change of other channels; Compared with other types of capital, the impact of human capital is more inclusive, becoming the “capital of the poor” that can better improve the situation of low-income farmers; Rural labor migration is an important condition to break the urban-rural dual system that restricts human capital to play the role of income distribution of farmers, which stimulates the income increase effect of rural human capital. Finally, some suggestions are put forward to realize common prosperity from the aspects of developing rural education, cultivating high-quality farmers and encouraging labor mobility.

Key words: rural human capital; common prosperity; internal income gap; low-income farmers

责任编辑 张颖超

网 址: <http://xbbjb.swu.edu.cn>