

【专题研讨:农村劳动力研究】

劳动力流动对农户多维相对贫困的影响研究

王 卓 余骏舟

【摘 要】劳动力流动能够提高资源配置效率,带动农村家庭增收致富,从而为实现共同富裕目标奠定基础。文章基于中国家庭追踪调查(CFPS)2014~2018年数据,首先利用A-F方法从收入、教育、健康、资产、住房、生活水平、社会保障、主观态度八个维度对农户多维相对贫困剥夺得分进行测度,利用面板双向固定效应、倾向匹配得分法实证劳动力流动对农户多维相对贫困的影响。其次,将流动的劳动力是否有资金汇回纳入分析框架,进一步佐证劳动力流动的减贫效应。再次,采用中介效应模型研究劳动力流动对农户多维相对贫困的社会资本减贫机制。最后,利用面板随机Probit模型从单个维度分别探究劳动力流动的减贫效应及其异质性。研究发现:(1)无论流动的劳动力是否有资金汇回,劳动力流动能够显著缓解农户多维相对贫困且具有稳健性。(2)劳动力流动可以通过扩大其社会关系网络和社会声望缓解农户多维相对贫困。(3)劳动力流动显著缓解除教育以外物质层面的贫困维度,但加剧了社会保障及主观态度维度的贫困。(4)劳动力流动增加了低人力资本水平农村家庭及中年期、老年期农村家庭陷入社会保障维度贫困的概率,降低了青年期家庭陷入社会保障维度贫困的概率,增加了中、低人力资本水平农村家庭及青年期农村家庭陷入主观态度维度贫困的概率。

【关键词】相对贫困;劳动力流动;社会资本;人力资本;影响机制

【作者简介】王卓,女,四川大学公共管理学院教授、博士生导师;余骏舟,男,四川大学公共管理学院硕士研究生(成都 610065)。

【原文出处】《西北人口》(兰州),2023.4.1~15

【基金项目】国家社科基金重大项目“相对贫困的标准、识别与治理机制研究”(项目号:20ZDA074);国家社会科学基金项目“相对贫困的标准、识别与治理研究”(项目号:20BSH098)。

一、引言

2020年末,中国高质量地实现了全面脱贫,历史性地解决了绝对贫困问题,正式步入小康社会,为实现共同富裕的目标奠定了良好基础。习近平总书记指出需要分阶段推进共同富裕,在2035年要使全体人民共同富裕的目标取得实质性进展。为此,在新的历史时期,我国社会经济发展的关键问题是解决相对贫困问题。关于测量相对贫困标准,有学者建议提高收入标准(魏后凯,2020)^[1],有学者主张制定包含收入维度和非收入维度的多维相对贫困标准(汪三贵、孙俊娜,2021)^[2]。还有学者主张建立城乡统筹的、由多元标准组成的相对贫困标准体系(檀学文,2020)^[3]。根据学界对多维相对贫困指标的归纳

与总结,结合国际标准和各国研究的实践经验,我国当前对相对贫困的多维测度应该包括收入、教育、健康、生活水平、社会保障和社会融入等方面(王卓,2022)^[4]。因此,研究解决相对贫困问题,须从多维视角考察相对贫困人口的实际状况。

治理相对贫困,推进共同富裕工作的重点和难点仍然在农村,而农村地区基础设施建设相对落后,仅靠劳动力在当地发展难以摆脱贫困,劳动力外出就业仍然是缓解农户收入贫困的主要途径(邹薇、樊增增,2020)^[5]。国家统计局数据显示,2021年全国农民工总量为29251万人,比2020年增加了691万人,环比增长2.4%,且呈现逐年递增趋势。在此过程中,农村劳动力流动为农户减贫和推动城乡发展

一体化起到了至关重要的作用,这为推进共同富裕夯实了基础。学界普遍认可农村劳动力流动能够显著缓解农户收入维度的贫困,有研究表明农村劳动力流动能够增加农户对子女的教育投资从而缓解教育维度的贫困(韩佳丽等,2017^[6];常进雄等,2018^[7]),多数研究认为劳动力流动对农户多维相对贫困的整体影响是积极的。但不可否认的是,劳动力流动一方面在一定程度上破坏了农村原有的秩序,导致留守老人和留守儿童的福利受到损失(Chinn,1979)^[8]。另一方面,由于我国二元户籍制度未完全消除,农业转移人口“半城市化”的问题依旧严峻(陈藻、杨风,2014)^[9],具体体现为农民工由于户籍制度原因难以享受城市完善的社会保障体系,部分非正规就业的农民工在社会保障维度的剥夺程度可能更加严重(曹信邦,2008)^[10]。因此,劳动力流动对农户多维相对贫困的影响是复杂的,对不同维度的作用效果可能存在异质性。

社会资本作为继人力资本和经济资本之后的“第三大资本”,对于缓解农户多维相对贫困具有重要作用,目前学界对社会资本的测量并未形成统一的测度标准。对于外出务工的农民工而言,务工过程是对社会关系网络重构和扩展的过程,流动的农民工将“差序格局”带到城市,广泛的社会网络能够获取更多有效的客户资源以及收入渠道(马光荣、杨恩艳,2011)^[11],同时缓解自己在城市务工的孤独感,增强社会融入感(Chi,2022)^[12]。职业地位往往用来衡量社会声望,社会声望越高,农户掌握的社会资源越多,从而抗风险能力更强。社会声望较高的务工群体往往具有更稳定的工作,更良好的就业环境,其社会保障福利水平和获得感水平也较高。本文结合既有研究成果,拟从社会网络和社会声望两个维度的社会资本探究劳动力流动对农户多维相对贫困影响的中介机制。

本文利用 CFPS2014~2018 年三期平衡面板数据,基于国家社科基金重大项目“相对贫困的标准、识别与治理机制研究”的研究成果(王卓,2022)^[4],采用 A-F 法测度农户多维相对贫困现状,研究劳动力流动对农户多维相对贫困的影响。本文的边际贡献可能有三点:一是运用三期面板数据,以实验组和对照组比较方法,实证劳动力流动对农户多维相对贫困有显著影响且具有稳健性;二是从社会网络和社会声望实证分析劳动力流动对农户多维相对贫困

的影响机制;三是深入分析劳动力流动对农户多维相对贫困影响的结构性与异质性。

二、文献回顾与研究假设

学界主要从收入减贫视角研究劳动力流动与减贫的关系,认为劳动力流动能够促进农户的增收。经典的托达罗模型的预期收益理论认为,农业劳动力转移的主要动力来源于城乡预期收入差距(Harris & Todaro,1970)^[13]。农村劳动力转移,不仅通过收入渠道的多元化直接提高收入水平,降低城乡收入差距并降低收入不平等的现状(Gupta et al., 2009^[14];Nguyen et al., 2011^[15];樊士德、江克忠,2016^[16]),而且通过土地流转等方式间接为农户增加了财产性收入(王璇、王卓,2021^[17];葛永波、陈虹宇,2022^[18])。近年来有不少学者开始从多维相对贫困的视角出发,实证探究劳动力流动对农户多维相对贫困的影响,认为劳动力流动能够显著缓解农户多维相对贫困(王恒等,2020)^[19]。一方面,农村劳动力在流动的过程中,能够通过“干中学”积累人力资本,增强脱贫的内生动力(Lucas, 1988)^[20]。另一方面,农村劳动力流动过程中能获得更多教育资源,增加对子女的教育投资,从而提升家庭的整体受教育程度(常进雄等,2018)^[7],缓解教育贫困。劳动力流动提高了农户预防性储蓄的动机,消费能力增强而消费意愿并未明显提高,将更多收入转化为家庭流动性资产(尹志超等,2021)^[21],强化了农户风险承担能力(De Weerd & Hirvoene,2016)^[22],降低了农户贫困的脆弱性。基于此,本文提出第一个研究假设:

H1:劳动力流动能够缓解农户多维相对贫困。

结合现有研究对社会资本的定义,本文主要从社会网络和社会声望两种机制分析劳动力流动的减贫效应。基于流动人口的社会资本重构机制及农户陷入多维相对贫困的成因,劳动力流动一方面能使外出务工的成员获得更多与人交往沟通的机会,形成新的社会支持结构,另一方面,多数外出务工的成员实现了非农就业,收入得到了提升,同时在流入地参加职业技能培训、边干边学,提高迁移前人力资本的转化率并获取与迁入地需求相匹配的人力资本,实现了社会经济地位的提升。

在社会网络机制方面,大量研究表明社会网络对劳动力流动的促进作用不是单方面的(Ryan, 2011)^[23],劳动力在迁移过程中会“重塑”自己的社

会网络 (Schapendonk & Steel, 2014)^[24]。劳动力流动后倾向于扩大自己的社会网络。首先,由于劳动力预期迁移后将会感到孤独和悲伤,为了规避这一风险,他们会扩大自己的社会网络 (Oishi, 2013)^[25]。迁移后的流动人口会在新的地区重建自己的社会关系网络以获得更多的社会支持 (Popielarz & Cserpes, 2018)^[26]。其次,从风险偏好的视角而言,有城乡劳动力流动的农村家庭的风险规避程度往往小于不具有劳动力流动的农村家庭 (Akgüç et al., 2016)^[27],而风险厌恶程度与本地社会网络有紧密联系,因此外流的劳动力有更大概率建立更多的社交网络关系 (Kovářík & Van Der Leij, 2014)^[28]。最后,随着科技进步与社会发展,信息通信技术提供了更多人与人沟通的渠道,建立了更为复杂的社会关系网络结构 (Dekker & Engbersen, 2014)^[29],具有劳动力流动经历的农村劳动力可能会获取更多的信息通信技术,因此比起没有劳动力流动经历的群体而言,他们往往拥有更多的联系人数量和社交网络行为 (Ran et al., 2022)^[30]。劳动力流动能够通过信息获取、风险偏好等渠道增加农户的社会关系网络尤其是弱社会关系网络 (Chi, 2022)^[12]。有研究发现,新生代农民工相比上一代农民工而言更倾向于投资优化自己的社会关系网络,尤其是次级社会网络和“尚没有价值的资源” (曹子玮, 2003)^[31]。

关于社会网络的减贫效应,学界普遍认为社会网络能够拓宽资金获得的渠道,增加农户收入,满足农户金融需求 (杨汝岱等, 2011)^[32]。有研究表明社会网络能够显著缓解农户的多维相对贫困 (史恒通等, 2019)^[33]。对于外出务工农村劳动力而言,其社会网络规模越大,更容易获得更好的就业岗位和商业机会 (周晔馨, 2012)^[34]。农户扩大社会关系网络一方面能够缓解自己在异地务工预期的孤独感,另一方面,广泛的社会关系网络有助于使务工的农业转移人口获得更多的信息渠道、技术资源、物质帮扶和情感支持 (任远、陶力, 2012^[35]; Yue et al., 2013^[36]; 徐超等, 2017^[37])。“本地化”的社会关系网络不仅能为流动人口再就业提供帮助,还能帮助其获得心理上的宽慰并增加其城市的归属感 (任远、陶力, 2012^[35]; Yue et al., 2013^[36])。根据上述分析,本文提出第二个研究假设:

H2: 劳动力流动通过社会网络缓解农户多维相对贫困。

在社会声望机制方面,职业地位在社会资本的“定位法”测度中往往被用于衡量社会声望 (叶静怡、武玲蔚, 2014)^[38]。农村劳动力流入城市,这一转变不仅在于地理空间位置的变动,更重要的是与这种地理位置相关联的内在层次上的职业性质、社会身份的转换,要素市场最优化配置促使劳动力转移到边际生产率更高的地区和职业领域 (葛永波、陈虹宇, 2022)^[18]。农村劳动力通过乡—城迁移实现劳动力转移,其中本地农民工和外来农民工均经历了职业的非农化 (谢桂华, 2012)^[39]。相比于本地就业的农民,外出务工的农村劳动力往往学历更高,更容易实现社会的向上流动 (张永丽、黄祖辉, 2008^[40]; 宁光杰, 2012^[41]; Xing, 2014^[42])。随着城市化迅速发展,产业结构升级,更多农村优质劳动力流向了城市的二、三产业,逐渐实现了流动农民向产业工人的身份转换 (张广胜、田洲宇, 2018)^[43]。相关研究认为,劳动力迁移提高了劳动力在迁移前的人力资本转化率,提高了劳动力的职业技能匹配水平,是我国农村劳动力获取公平就业机会、实现社会向上流动的重要途径 (刘学军、赵耀辉, 2009^[44]; 孙三百等, 2012^[45])。现有文献关于劳动力流动对社会经济地位的影响作用主要从两个方面展开,一是劳动力的迁移对主观社会地位具有促进作用 (路兰等, 2018^[46]; 张雅欣、孙大鑫, 2019^[47]),二是劳动力迁移会提升农民工的职业声望 (杨肖丽、景再方, 2010)^[48],且随着迁移时间的增加,农民工的职业地位会进一步提升 (周春芳等, 2019)^[49]。

从社会分层的视角来看,迁移劳动力社会地位往往与其职业地位紧密相关,从事更高职业阶层的迁移劳动力往往具有更高的劳动报酬和更良好的城市融入感。从劳动力转移的收益角度,国内外现有文献探讨了迁移劳动力通过职业地位的提升对收入、待遇和社会融入等方面的提升作用。相关研究实证检验了劳动力在职业流动过程中的收入增长效应 (Keith & Mewilliams, 1997^[50]; Yankow, 2003^[51])。吴晓刚、张卓妮 (2014)^[52]认为职业起到了农民工在劳动力市场上获取报酬的“中介”作用。总体而言,职业流动提高了我国农业转移人口的收入水平 (姚俊, 2010)^[53],即社会声望的提升对进城务工人员的工资有正向影响 (叶静怡、武玲蔚, 2014^[38]; 石智雷等, 2016^[54]),从而实现收入减贫。除收入效应外,职业地位的垂直向上流动对农民工城市融入有显著

的正向影响(石智雷等,2016)^[54]。随着社会发展,新生代农民工通过更高的人力资本积累,在迁移过程中更容易实现职业向上流动,从而提高了农民工的社会竞争力,为社会融入奠定基础(杨云彦、褚清华,2013)^[55],进而缓解农民工的能力贫困。根据上述分析,本文提出第三个研究假设:

H3:劳动力流动通过社会声望缓解农户多维相对贫困。

综上,本文拟首先运用A-F方法测度农户多维相对贫困得分,在此基础上分析劳动力流动通过社会资本缓解农户多维相对贫困的影响机制。具体而言,一方面劳动力流动通过重构并拓宽农户社会关系网络来缓解农户多维相对贫困,另一方面劳动力流动通过提升农户社会声望来缓解农户多维相对贫困。为此,本文构建劳动力流动影响农户多维相对贫困的分析框架(见图1)。

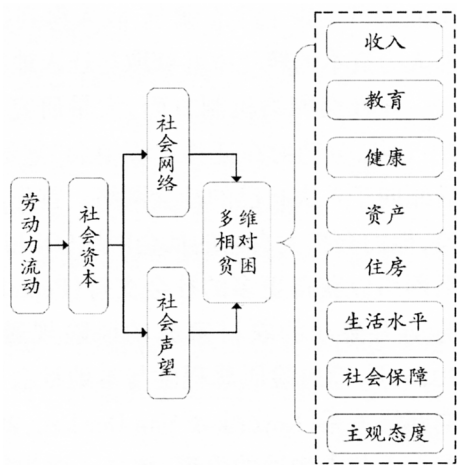


图1 劳动力流动对多维相对贫困的影响机制及主要路径

三、研究设计

(一)数据来源与样本选取

本文使用2014~2018年中国家庭追踪调查(CFPS)数据。该数据库覆盖了25个省,包含个体、家庭、社区三个层次的数据,反映中国经济、社会、教育和健康等状况,具有全国性和综合性。根据研究需要,本文选取了个人库、家庭经济和家庭关系三组数据库。为满足研究目的,本文对数据库做如下处理:(1)剔除家庭经济数据库中的城市家庭样本,保留具有外出务工成员的农村家庭样本。(2)对相关变量缺失数据进行填补、删除。(3)匹配个人和家庭间的数据信息。(4)将2014、2016、2018三年数据样本横向合并为平衡面板数据。最终获得3496个农户的三期面

板数据,共10488个观测值。(5)由于CFPS2014~2016年缺少对劳动力流动的精准定义,本文根据问卷回答的逻辑跳转关系,选用CFPS2014~2018年共有的题项“过去12个月,您家外出打工的人总共寄回家多少钱?”来定义具有劳动力流动的农村家庭。

(二)多维相对贫困剥夺得分的测量方法

首先建立剥夺矩阵:构建 n 行 m 列的矩阵 $X=[x_{ij}]$, x_{ij} 表示第 i 个农户在第 j 个维度指标的状态;构建 m 维向量 $Z=(z_1, z_2, \dots, z_m)$,其中 $[z_j]$ 为剥夺的临界值;设 $g^0=[g_{ij}^0]$ 为 n 行 m 列的矩阵,其中 g^0 的取值为:

$$g_{ij}^0 = \begin{cases} 0, & x_{ij} > z_j \\ 1, & x_{ij} < z_j \end{cases} \quad (1)$$

根据上述剥夺矩阵 g_{ij}^0 ,以及每个维度指标的权重可以计算出个体的剥夺得分: $c_i = \sum_{j=1}^m w_j g_{ij}^0$,并形成了 m 维向量 $C=(c_1, c_2, \dots, c_m)$ 。

基于CFPS数据可获得性,结合具体研究对象(农户),对“相对贫困的标准、识别与治理机制研究”课题组构建的相对贫困指标体系(王卓,2022)^[4]略做修订后,形成下页表1所示的8个维度、11个指标,其中既包含了收入维度相关指标,也包含教育、健康、主观态度等维度的相关指标。同时,参考国内外现有的多维相对贫困测度赋权方式设定等权重,将各个维度被剥夺的指标赋值为1,否则为0。

(三)模型设定和变量选取

为克服劳动力流动的自选择问题(宁光杰,2012)^[41],本文首先采用面板双向固定效应模型分析劳动力流动对农户多维相对贫困剥夺得分的影响。具体模型为:

$$y_{ict} = \alpha + \beta_1 migration_{ict} + \beta_2 X_{ict} + \beta_3 Z_{ct} + \gamma_i + \mu_t + \varepsilon_{ict} \quad (2)$$

其中, i 为家庭, c 为区县, t 为年份。 y_{ict} 是农户多维相对贫困剥夺得分变量,反映了农户多维相对贫困的总体状况, $migration_{ict}$ 是劳动力流动变量,如果农户家庭有人外出打工,则赋值为1,没有人外出打工则赋值为0。 X_{ict} 是家庭层面控制变量,包含户主特征信息变量和家庭特征信息变量, Z_{ct} 为社会层面控制变量。在控制变量的选取上,本文借鉴了王璇、王卓(2021)^[17]的做法,具体变量的选择和相关描述性统计见表2, γ_i 代表农户固定效应, μ_t 代表年份固定效应, ε_{ict} 为随机扰动项。变量定义及描述性统计见下页表2。

表 1 农户多维相对贫困指标构建			
维度	指标	剥夺临界值	权重
收入	人均纯收入	家庭人均收入中位数 50% 以下视为剥夺	1/8
教育	成人受教育年限/适龄儿童入学状况	家中成人平均受教育年限低于 6 年或有适龄儿童处于失学状态视为剥夺	1/8
健康	成人自评健康状况/儿童因病就医次数	家中至少有 1 名成人自评健康状况为“不健康”或儿童过去 12 个月因病就医次数超过 4 次视为剥夺	1/8
资产	耐用消费品总值	耐用消费品总现值低于 1000 元视为剥夺	1/8
住房	住房产权、人均住房面积	没有产权的住房或人均住房面积小于 15 平方米视为剥夺	1/8
生活水平	做饭用水/做饭燃料	做饭用水非“井水”“自来水”“桶装水”等净化过的水或做饭燃料为“柴草”“煤炭”视为剥夺	1/8
社会保障	医疗保险参保情况	家中有 1 名已就业人员未参与任何医疗保险项目视为剥夺	1/8
主观态度	生活满意度、个人社会地位	家中有 1 名成员表示“很不满意”或“社会地位很低”视为剥夺	1/8

表 2		变量定义及描述性统计				
变量		定义	有劳动力流动农户 (n=5955)		无劳动力流动农户 (n=4533)	
			均值	标准差	均值	标准差
被解释变量	农户多维相对贫困	多维相对贫困剥夺得分	0.283	0.175	0.306	0.188
核心解释变量	劳动力流动	家庭是否有人外出打工(0=否,1=是)				
	资金汇回	外出打工的劳动力是否有资金汇回(0=否,1=是)	0.820	0.385	0	0
	社会网络	人情礼支出的对数(元)	7.535	1.617	7.372	1.916
	社会声望	家庭劳动力平均社会经济地位(ISEI)	28.106	6.950	28.401	9.253
个体层面 控制变量	户主性别	户主的性别(0=女,1=男)	0.541	0.498	0.595	0.491
	户主年龄	户主的年龄:连续变量(年)	49.652	11.301	52.470	13.035
	户主婚姻	户主婚姻情况(0=未婚、离异、丧偶,1=已婚)	0.913	0.283	0.897	0.304
	户主政治面貌	户主是否党员(0=群众、民主党派,1=党员)	0.045	0.208	0.062	0.241
家庭层面 控制变量	家庭规模	家庭人口数(人)	4.564	1.843	3.867	1.881
	家庭存款	家庭存款金额的对数	5.407	4.875	5.110	4.893
社会层面 控制变量	社会捐赠	是否收到社会捐赠(0=否,1=是)	0.012	0.108	0.015	0.120
	政府补贴	是否收到政府补贴(0=否,1=是)	0.709	0.454	0.655	0.476

(四) 内生性讨论

尽管式(2)控制了影响农户多维相对贫困的相关变量,并用双向固定效应消除了不随时间变化且不可观测的变量对估计结果的影响,但仍可能会因为自选择或遗漏变量的问题导致估计的偏差。就遗漏变量而言,家庭成员的性格会影响劳动力外出务工的决策,具体而言,风险偏好越强的家庭成员越容

易做出外出务工的决策(Chi,2022)^[12]。家庭成员性格特征会影响劳动力外出务工时的心理状态以及主观幸福感(张兴慧等,2015)^[56]。由于家庭成员的性格不可观测,同时为避免潜在及遗漏变量问题对估计结果的影响,本文参考了尹志超等(2021)^[21]的思路,以村庄为单位,用村庄内家庭收入的中位数作为收入阶层的划分标准,选用同一村庄同一收入阶层

的其他家庭的劳动力流动比例作为该家庭劳动力流动的工具变量,进行两阶段工具变量的估计,较好地满足了工具变量的外生性和相关性。

(五) 机制检验

为探究劳动力流动通过扩大社会网络、提升社会声望缓解农户相对贫困的影响机制,本文选取了农户人情礼支出和家庭平均社会经济地位(ISEI,国际社会经济地位指数)分别作为本文社会资本的代理变量。关于社会网络,本文借鉴何凌霄、张忠根(2016)^[57]的研究思路,通过弱社会关系将亲属关系和自然因素排除在外,更准确地捕捉由劳动力流动带来的实际社会关系网络的提升,而礼金支出多存在于为利益而建立的弱关系网络中,因而以此作为社会网络的代理变量。关于社会声望,本文采用家庭劳动力平均 ISEI 代理,ISEI 反映了每一种职业从业者的教育和收入水平,体现了每种职业将人力资本转化为劳动报酬的程度,利用 CFPS 提供的数据转换文件^①,将 2014 ~ 2016 年的职业编码先转换为 ISCO 编码,再转换为 ISEI 编码,最后计算出家庭劳动力平均 ISEI 作为社会声望代理变量,并构建面板双向固定效应中介模型:

$$Mediation_{ictj} = \alpha_j + C_{1j}migration_{ict} + C_{2j}X_{ict} + C_{3j}Z_{ct} + \gamma_i + \mu_i + \varepsilon_{ict} \quad (3)$$

$$y_{ict} = \alpha_j + d_{1j}migration_{ict} + d_{2j}X_{ict} + d_{3j}Z_{ct} + d_{4j}Mediation_{ictj} + \gamma_i + \mu_i + \varepsilon_{ict} \quad (4)$$

式(3)分析了劳动力流动对第 j 个中介变量的影响,式(4)将劳动力流动变量与第 j 个中介变量共同放入模型分析其对农户多维相对贫困的影响。若 c_{1j} 显著,且 d_{4j} 比式(2)中 β_1 的值还小或显著性降低,说明存在中介效应,但由于学界对式(4)的回归结果的有效性存在较大争议,参考相关文献的做法(陈卫民、韩培培,2023)^[58],因此本文将不对式(4)进行回归检验,仅作式(3)的回归检验,并通过理论分析补充解释社会资本对劳动力流动减贫的机制。

(六) 劳动力流动对单维贫困状态的影响

由于本文选取的是短面板数据共 10488 个观测值,且仅有三期,为了避免自由度的过度损失,本文采用面板随机效应 Probit 模型衡量劳动力流动对各个维度的影响状况,同时加入了时间固定效应。具体模型如下:

$$Cr_{ictj}^* = \alpha_j + \beta_{1j}migration_{ict} + \beta_{2j}X_{ict} + \beta_{3j}Z_{ct} + \mu_i + \varepsilon_{ict} \quad (5)$$

$$P(Cr_{ictj} = 1) = P(Cr_{ictj}^* > 1) = \Phi(\alpha_j + \beta_{1j}migration_{ict} +$$

$$\beta_{2j}X_{ict} + \beta_{3j}Z_{ct} + \mu_i) \quad (6)$$

其中 Cr_{ictj}^* 为潜变量,假定误差项 $\varepsilon_{ict} \sim N(0, \sigma^2)$, Cr_{ict} 为第 i 个家庭第 t 期在第 j 个维度上是否处于被剥夺的状态。其他控制变量定义均与式(2)相同。

四、实证结果及分析

(一) 基准回归

下页表 3 的模型(1)汇报了双向固定效应的估计结果。本文在回归过程中控制了户主层面、家庭层面以及社会层面的控制变量,并且控制了农户固定效应和年份固定效应。回归结果显示农户选择劳动力流动降低了 0.022 个多维相对贫困剥夺得分,且在 1% 的统计水平下显著。本文所研究的相对贫困是从多维度进行测量的,包括收入、教育、健康、资产、住房、生活水平、社会保障与主观态度,因此结合已有的研究分析认为劳动力流动使农户实现非农就业从而提高了收入水平(樊士德、江克忠,2016)^[16],由于城乡基础设施建设及公共资源的差异,劳动力流动亦能提高农户整体的物质生活水平,从而缓解多维相对贫困。但也有研究认为,劳动力流动对非物质性相对贫困维度的缓解并不显著(韩佳丽等,2017)^[6]。为进一步解释劳动力流动对农户多维相对贫困的缓解效应,本文将在后续证明劳动力流动对不同维度影响的异质性。

个体层面控制变量中,户主性别、年龄和婚姻状况均对农户多维相对贫困剥夺得分有显著影响,其中户主性别为男性的家庭陷入多维相对贫困的概率较低;随着户主年龄越大,农户家庭越容易陷入多维相对贫困;户主已婚的家庭陷入多维相对贫困的概率越大。可能的解释是男性户主家庭的人力资本水平更高,随着年龄的逐渐增大,其劳动能力逐渐降低,发展机会和收入水平都会受到限制。就婚姻状况而言,户主已婚的家庭可能面临更高的生活成本,因此发生多维相对贫困的概率越高。

家庭层面的控制变量中,家庭规模和家庭存款对农户多维相对贫困剥夺得分有显著影响,家庭规模越大,农户养育负担越重,家庭整体的消费支出越多,陷入多维相对贫困的概率越大。家庭拥有的存款越多,陷入多维相对贫困的概率越低。

社会层面的控制变量中,政府补贴对农户多维相对贫困剥夺得分有显著负向影响,收到政府补贴的农户一方面直接提高了农户的收入水平,另一方

面,政府补贴的“扶志”效应增强了农户的信心,陷入多维相对贫困的概率更低(解垠、李敏,2022)^[59]。

为了克服上文分析中不可观测的家庭成员性格所导致的可能存在的遗漏变量的问题,本文选取了同一村庄同一收入阶层的其他家庭的劳动力流动比例作为该家庭劳动力流动的工具变量,进行两阶段工具变量的估计。估计结果如表3的模型(2)所示,其中DWH内生性检验结果在1%的统计水平下显著,拒绝了劳动力流动不存在内生性的假设,说明劳动力流动是具有内生性的。工具变量检验在第一阶段估计结果F值为41.880,远大于20,且超过了10%水平偏误下的临界值,可以认为检验过程中不存在弱工具变量的问题。第一阶段工具变量T值为18.110,在1%的统计水平下显著,表明了工具变量与劳动力流动具有强相关性。另外,其他控制变量的估计结果及其对多维相对贫困影响方向基本一致。因此本文假设1成立,即劳动力流动能够缓解农户多维相对贫困。

(二)基于PSM-FE模型的减贫效应再检验

相关研究表明,劳动力迁移流动存在自选择机制(Chiswick,1999^[60];宁光杰,2012^[41]),如前所述,学历越高,能力越强的农户越会选择外出打工,为了进一步解决劳动力流动的自选择问题所带来的内生性估计偏差,本文利用PSM对样本进行实验组和对照组的再匹配。在此基础上结合双向固定效应模型估计劳动力流动对农户多维相对贫困的影响。

本文首先对样本的实验组和对照组进行核匹配,根据核匹配结果测算匹配前后对照组与实验组各特征变量的差异及显著性(见表4)。结果显示样本实验组和对照组在经过PSM核匹配处理后的特征变量差异性显著减小,且核匹配的协变量通过倾向得分匹配后,标准偏差均大幅减小,靠近于0轴线,认为匹配结果良好(如图2所示)。

表5分别汇报了核匹配、半径匹配、卡尺临近匹配后劳动力流动对农户多维相对贫困的影响结果。控制了农户固定效应及年份固定效应,同时控制户主、家庭、社会层面的控制变量,避免了不可观测的变量造成的估计偏差以及劳动力流动的自选择问题。结果显示,劳动力流动对农户多维相对贫困均在1%的统计水平上有显著的缓解效应,这说明具有相似特征的农户劳动力流动能够缓解多维相对贫困状况。

(三)稳健性检验——替换解释变量

考虑到劳动力流动与外出务工资金汇回的强相关性及其减贫强度的差异性,直接对比是否有劳动力流动的农户家庭会对减贫效应估计造成偏差。具体而言,本文农户劳动力流动所包含的内在情形有三种:(1)无劳动力流动;(2)有劳动力流动但无资金汇回;(3)有劳动力流动且有资金汇回^②。本文进一步将核心解释变量劳动力流动按上述三种内在情形拆解为三分类解释变量进行双向固定效应模型的估计,并将无劳动力流动作为参照组,具体结果见表6。

表3 劳动力流动对农户多维相对贫困的影响:基准回归

变量\模型			变量\模型		
(1)FE			(2)IV-FE		
劳动力流动	-0.022*** (0.004)	-0.123*** (0.017)	政府补贴	-0.013*** (0.004)	-0.009** (0.004)
户主性别	-0.007* (0.004)	-0.008** (0.004)	农户固定效应	控制	控制
户主年龄	0.001*** (0.000)	0.001*** (0.000)	年份固定效应	控制	控制
户主婚姻	0.016* (0.009)	0.015* (0.008)	观测值	10488	10488
户主政治面貌	0.007 (0.008)	0.004 (0.008)	R ²	0.045	0.028
家庭规模	0.014*** (0.002)	0.019*** (0.002)	DWH 检验 Chi ² 值		37.262***
家庭存款	-0.002*** (0.000)	-0.002*** (0.000)	一阶段估计 一阶段 F 值		41.880
社会捐赠	-0.010 (0.014)	-0.009 (0.014)	结果 一阶段工具变量 T 值		18.110***

注:***、**、*分别表示在1%、5%、10%的水平上显著,固定效应模型中括号内为聚类到农户层面的标准误。

表 4 PSM 各特征变量均值平衡检验

变量	匹配前			匹配后		
	实验组	对照组	T 值	实验组	对照组	T 值
户主性别	0.541	0.595	-5.46***	0.541	0.547	-0.630
户主年龄	49.653	52.469	-11.830***	49.656	49.016	2.91***
户主婚姻	0.912	0.897	2.70***	0.912	0.913	-0.020
户主政治面貌	0.045	0.062	-3.790***	0.045	0.042	0.820
家庭规模	4.564	3.4867	19.010***	4.560	4.478	2.430**
家庭存款	5.407	5.110	3.080***	5.408	5.353	0.610
社会捐赠	0.012	0.015	-1.260	0.012	0.010	0.760
政府补贴	0.709	0.655	5.990***	0.710	0.700	1.160
2016 年	0.331	0.336	-0.420	0.331	0.335	-0.410
2018 年	0.339	0.325	1.510	0.339	0.328	1.260

注：***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平上显著，表 6~表 10 同。

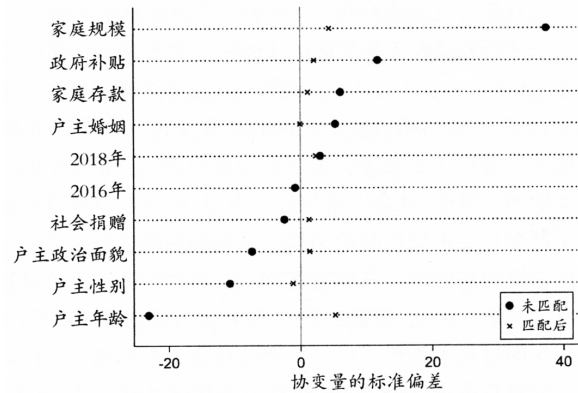


图 2 协变量的标准偏差图

表 5 劳动力流动对多维
相对贫困的缓解效应 (PSM-FE)

变量\模型	PSM-FE		
	核匹配	半径匹配	卡尺最近邻匹配
劳动力流动	-0.022*** (0.004)	-0.022*** (0.004)	-0.023*** (0.005)
户主层面控制变量	是	是	是
家庭层面控制变量	是	是	是
社会层面控制变量	是	是	是
农户固定效应	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制

续表 5

变量\模型	PSM-FE		
	核匹配	半径匹配	卡尺最近邻匹配
观测值	10480	10474	7366

注：①仅对共同取值范围内个体进行匹配。②半径匹配的半径设定为 0.01，核匹配默认为二次核，带宽为 0.06，卡尺最近邻的匹配方法为 1：2 匹配。③***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平上显著。

表 6 汇报结果显示有劳动力流动且有资金汇回的回归系数为-0.023，有劳动力流动但无资金汇回的回归系数为-0.019，且均在 1% 的统计水平上显著。可见，有劳动力流动且有资金汇回对农户多维相对贫困的缓解效应大于有劳动力流动但无资金汇回的家庭。由于劳动力流动本身存在一定的机会成

表 6 劳动力流动细分情形的减贫效应

变量\模型	FE
有劳动力流动无资金汇	-0.019*** (0.005)
有劳动力流动且有资金汇	-0.023*** (0.004)
控制变量	是
农户固定效应	控制
年份固定效应	控制
观测值	10488

本,外出务工的劳动力的资金汇回对农户的家庭收入具有替代性,影响了劳动力参与的决策。具体而言,拥有外出务工成员的农户收到汇回的资金后直接缓解其收入维度的贫困,同时更多的流动性资产促使农户将其转化为固定资产从而降低其资产维度的贫困,还能够促进农户对子女的教育投资从而降低其教育维度的贫困。但即使外出劳动力无资金汇回,其减贫效应依旧显著,这也进一步证实了假设1。除了上文的减贫机理分析外,现有研究表明,家庭与外出的劳动力形成了相互担保的关系。劳动力流动是具有风险性的决策,为降低潜在的失业和生活拮据的风险,家庭和外出劳动力均会形成增加收入的动机,从而降低家庭陷入相对贫困的概率。

(四)劳动力流动对农户多维相对贫困的影响机制

上述研究通过工具变量法、PSM-FE模型排除可能存在的遗漏变量及自选择问题带来的估计结果偏差,证实了假设1的成立,即劳动力流动能够缓解农户多维相对贫困,并定义了劳动力流动的内在情形,证明了是否拥有资金汇回的减贫差异。结果表明,即使没有资金汇回,劳动力流动依然具有显著的减贫效应。本文进一步结合前文的理论分析,利用双向固定效应检验劳动力流动如何通过社会资本的两个维度(社会网络与社会声望)影响农户多维相对贫困。表7分别汇报了外出务工的社会网络机制和社会声望机制的结果。从社会网络机制来看,劳动力流动通过扩大农户的社会网络缓解农户的多维相对贫困。具体而言,模型(1)显示劳动力流动在1%的显著性水平下提升了农户的人情礼支出的对数。因此,假设2成立,即劳动力流动通过社会网络缓解了农户的多维相对贫困。农户在外出打工的过程中

重塑了自己原有的社会关系网络,在相对陌生的异地通过扩大社会关系网络获取了更多的物质帮扶、技术经验、情感支持和信息资源,从而得到更多资金获取渠道、更好的就业机会和教育资源,以缓解农户的多维相对贫困。

从社会声望机制来看,劳动力流动通过提升农户的社会声望缓解农户的多维相对贫困。模型(2)显示劳动力流动在1%的显著性水平下显著提升了家庭劳动力平均社会经济地位。因此,假设3成立,即劳动力流动通过社会声望缓解了农户的多维相对贫困。农户在外出打工的过程中实现了非农就业,转移到边际生产率更高的地区和职业领域,逐渐实现了流动农民向产业工人的身份转换,实现了物质生活水平的提升以及为其社会融入奠定了基础,从而缓解农户的多维相对贫困。

(五)劳动力流动对农户多维相对贫困影响的异质性

上述分析论证了劳动力流动对多维相对贫困的缓解效应及其社会资本的中介作用机制,考虑到多维相对贫困的复杂性,本文利用面板随机效应Probit模型进一步分析劳动力流动对处于单维度相对贫困状态概率的影响。

表8报告了单维度的回归结果。结果显示,劳动力流动在1%的显著性水平上能够降低农户在收入、教育、资产和生活水平维度上的贫困发生率(系数分别为-0.823、-0.136、-0.179和-0.112)。表明:(1)劳动力流动首先可以通过实现非农就业增加农户收入,其次为农户增加更多直接收入来源渠道,最后也可以通过农地流转等方式增加农户的财产性收入从而降低农户陷入收入维度贫困的概率。(2)劳动力流动降低了信息不对称的程度,并且能够让农户意识到教育的重要性,从而增加对子女的教育投资,降低农户陷入教育维度贫困的概率。(3)劳动力流动增加了农户的直接性收入和财产性收入,从而使得农户有更多的流动性资产并将其转换为固定资产,因此降低了农户陷入资产维度贫困的概率。(4)我国城市基础设施建设普遍优于农村,因此劳动力从农村流入城市将获得更优越的生活条件,降低了农户陷入生活水平维度贫困的概率。

以上结果说明了劳动力流动对农户多维相对贫

表7 机制分析		
变量	农户多维相对贫困	
	人情礼支出的对数(元)(1)	家庭劳动力平均社会经济地位(ISEI)(2)
劳动力流动	0.166*** (0.042)	0.510*** (0.150)
控制变量	是	是
农户固定效应	控制	控制
年份固定效应	控制	控制
观测值	10488	10488

表 8 劳动力流动对农户单维贫困的影响

变量	收入	教育	健康	资产	住房	生活水平	社会保障	主观态度
劳动力流动	-0.823*** (0.039)	-0.136*** (0.061)	0.005 (0.034)	-0.179*** (0.058)	0.010 (0.047)	-0.112*** (0.042)	0.076** (0.033)	0.095*** (0.034)
农户层面控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
家庭层面控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
社会层面控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制

注：***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平上显著。

困的缓解除教育方面,其他维度基本为物质经济层面的维度,这与以往相关研究得出的有关结论类似(韩佳丽等,2017)^[6]。此外,劳动力流动分别在 5% 和 1% 的显著性水平上增加了农户在社会保障和主观态度维度上的相对贫困发生率(系数分别为 0.076 和 0.095)。该结论一方面反映了我国尚存的城乡二元户籍制度中,户籍登记功能和公共服务获得功能并未完全脱钩,以及历史遗留的二元户籍结构带来的第一代农民工社会保障缺位问题,同时部分农民工虽然实现了非农就业,但可能会因为人力资本存量不足导致其进入次级劳动力市场(曹信邦,2008)^[10],同时主动争取社会保障的能力减弱从而更容易陷入社会保障维度的相对贫困。而人力资本的不足可能导致了流动的农村劳动力难以融入新社会环境中,从而更容易陷入主观态度维度的相对贫困。劳动力流动导致了农村原有社会秩序的破坏,家庭内留守儿童与留守老人的无人陪伴导致其福利感下降,导致了主观态度维度的相对贫困。

为了更精准地识别劳动力流动对社会保障及主观态度的影响,本文按照家庭户主年龄特征将样本划分为青年期家庭、中年期家庭和老年期家庭^③,另

外按照家庭人力资本水平将样本划分为高人力资本水平家庭、中等人力资本水平家庭和低人力资本水平家庭^④,并利用面板随机 Probit 模型进行分组回归分析。表 9 结果显示,在家庭特征方面,劳动力流动主要增加了青年期家庭陷入主观态度贫困的概率,在 1% 的水平下显著,回归系数为 0.241,且影响程度更大(相比于表 8 回归系数 0.095)。可能的原因是青年期劳动力家庭结构往往由三代人构成,劳动力流动导致了家中留守的儿童以及老人福利感下降从而更容易陷入主观态度贫困。另外,从外出打工劳动力的角度出发,新生代农民工对生活质量的追求往往更高,异地就业务工往往会因为生活环境的改变、社会排斥等问题造成其城市融入感较低,从而更容易陷入主观态度维度贫困。劳动力流动增加了中年期家庭和老年期家庭陷入社会保障维度贫困的概率,在 10% 的水平下显著,回归系数分别为 0.084 和 0.130。同时劳动力流动降低了青年期家庭陷入社会保障贫困的概率,在 10% 的水平下显著,回归系数为-0.138。可能的原因是中年期、老年期家庭劳动力相比于新生代农民工而言,人力资本水平偏低,随着社会经济发展,农村地区的人才数量更多,逐渐缩小了与城市地区人力资本水平的差距,同时随着时

表 9 家庭年龄特征异质性分析

变量	Panel A: 青年期家庭		Panel B: 中年期家庭		Panel C: 老年期家庭	
	社会保障贫困	主观态度贫困	社会保障贫困	主观态度贫困	社会保障贫困	主观态度贫困
劳动力流动	-0.138* (0.072)	0.241*** (0.085)	0.084* (0.044)	0.034 (0.045)	0.130* (0.074)	0.068 (0.077)
控制变量	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	1992	1992	6015	6015	2481	2481

间的推移,我国城乡二元结构正在逐渐松动,社会保障体系逐渐完善,因此新生代农民工从农村流入到城市打工往往能够享受到更完善的社会保障。因此,劳动力流动缓解了青年期家庭的社会保障维度贫困,但显著加剧了中年期、老年期家庭社会保障维度的贫困。

在家庭人力资本水平方面,表 10 回归结果显示除了高人力资本水平家庭外,劳动力流动均在 10% 的水平上显著增加了中、低人力资本水平家庭的主观态度维度贫困,回归系数分别为 0.079 和 0.129。可能的原因是中、低人力资本水平的家庭社会经济地位较低而受到社会排斥,同时因其生活水平低、社会保障缺位更容易陷入主观态度贫困。此外,劳动力流动在 5% 的显著水平上增加了低人力资本水平家庭陷入社会保障贫困的概率,回归系数为 0.115。可能的原因是低人力资本水平家庭劳动力流动更容易因能力不足面临就业歧视而进入次级劳动力市场,且无法享受完善的社会保障体系。且较低人力资本水平导致了其主动获取社会保障的能力更弱。

五、结论与建议

本文基于 2014 ~ 2018 年中国家庭追踪调查 (CFPS) 数据,利用 A-F 法测度农户多维相对贫困得分,利用面板双向固定效应和倾向匹配得分的方法实证检验农户劳动力流动对多维相对贫困的影响、稳健性及其影响农户多维相对贫困的社会性机制。研究发现:(1) 劳动力流动显著缓解农户多维相对贫困,通过工具变量法及 PSM-FE 模型排除可能存在的遗漏变量及自选择问题后,该结论具有稳健性,而且不同情形下的劳动力流动均对农户多维相对贫困有显著的缓解效应。(2) 劳动力流动通过扩大农户社会网络缓解多维相对贫困。(3) 劳

动力流动通过提升农户社会声望缓解农户多维相对贫困。(4) 劳动力流动能够降低农户陷入收入、教育、资产、生活水平维度的贫困概率,但会增加农户陷入社会保障和主观态度维度的贫困概率。(5) 异质性分析结果显示,劳动力流动主要增加青年期家庭和中、低人力资本水平家庭陷入主观态度贫困的概率,主要增加中年期、老年期家庭和低人力资本水平家庭陷入社会保障贫困的概率,降低青年期家庭陷入社会保障贫困的概率。基于上述研究结论,得到如下建议。

第一,统筹城乡社会经济发展,促进农村劳动力自由流动。一方面,深化户籍制度改革,破除“显性”制度性壁垒,进一步分离户籍制度的登记功能与公共服务的准入功能,释放制度改革红利,大力推进公共服务均等化。另一方面,消除“隐性”壁垒,减少社会排斥,切实促进农业转移人口市民化。一是流入地地方政府应规范城市劳动力就业市场,监督企业遵守劳动法的相关规定,主动为劳动者缴纳“五险一金”,避免因“非正规就业”带来的社会保障缺失问题。二是城市要积极发展普惠性、兜底性的社会保障福利,加大对流动人口养老保险和医疗保险的购买补贴力度。三是协调劳动人事部门完善《劳动保障监察条例》,保障用工招聘过程公开透明,避免就业歧视带来的弱社会流动问题。四是为农村相对贫困家庭提供就业政策的靶向帮扶,包括就业引导帮扶与就业岗位提供帮扶,为农村剩余劳动力提供非农就业机会、拓宽农户获取就业的信息渠道,引导农村劳动力结合自身人力资本状况合理外出务工,避免劳动力盲目外流。

第二,构建多元化社会支持体系,助力农民工提高社会资本质量。社会资本在劳动力从农村流入城市后发挥着重要作用,因此需重视社会资本的

表 10 家庭人力资本特征异质性分析

变量	Panel A:低人力资本水平家庭		Panel B:中等人力资本水平家庭		Panel C:高人力资本水平家庭	
	社会保障贫困	主观态度贫困	社会保障贫困	主观态度贫困	社会保障贫困	主观态度贫困
劳动力流动	0.115** (0.046)	0.079* (0.047)	-0.047(0.047)	0.129** (0.052)	-0.232(0.218)	-0.065(0.765)
控制变量	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	5290	5290	4977	4977	218	218

非制度性优势,从经济整合、社会参与、文化适应及身份认同等多方面提高农民工的社会融入(刘金凤、魏后凯,2022)^[61]。一是积极推动政府各部门协作,倡导社会多方共同参与,为农民工提供情感支持。发挥基层社区的组织功能,开展双向互动的情感支持模式,促进农民工实现自主与互助双向的社会网络关系。二是充分利用信息网络平台,一方面让农民工通过网络社交媒体建立新型社会关系网络,拓宽弱社会关系网络范围,寻求更多情感支持、拓展信息获取渠道。另一方面通过信息技术搭建农民工就业信息平台,加强岗位信息集纳与公布,直接性地对农民工实现就业机会的帮扶,从而促进其社会经济地位的提升。三是加强农民工教育培训,建设相关培训基地,提升农民工人力资本存量,从而改变就业现状,改善社会经济地位,提升社会声望。

第三,扎实推进乡村振兴,破解“空心村”治理难题。一是对因劳动力流动造成的留守老人与留守儿童而言,农村地区应该充分利用传统文化资源,积极组织开展形式多样的娱乐文化活动,提高留守老人和留守儿童的主观幸福感,从而降低主观相对贫困。二是进一步完善随迁子女就近入学的政策,保障流动人口的子女享受良好优质的资源。三是在乡村振兴和共同富裕的战略背景下,应大力发展农村产业。政府要引导农村地区立足本土实际,因地制宜,充分利用好本村的自然资源以及文化资源禀赋,实现资源的整合,充分发挥资源优势,促进并实现产业融合发展,促进优势资源转化及特色产业的带动效应,鼓励发展旅游业,在条件适宜的地区打造产业发展示范园区。使农村劳动力能够就近实现非农就业,缓解农户因异地非农就业产生的社会保障贫困问题。四是通过实施优惠性的政策措施引导本地大力发展产业,同时加强农村基础设施建设和公共服务水平,从而吸引人才,为乡村发展储备源源不断的人才后备力量。五是重点实施教育帮扶政策,将教育资源向农村地区倾斜,提升农村地区的人力资本存量水平有助于缓解农户教育维度的贫困,确保农村地区毕业生能够定向就业,为农民新生人口摆脱贫困代际传递奠定基础。

注释:

①数据文档来源为中国家庭社会调查提供的官方文件:
[http://www. iss. pku. edu. cn/cfps/wdxxsjwd/1357972. htm](http://www.iss. pku. edu. cn/cfps/wdxxsjwd/1357972. htm)。

②CFPS2014~2018年问卷题项“过去12个月,您家外出打工的人总共寄回家多少钱?”,以是否大于0来定义有劳动力流动的农户家庭是否有资金汇回。

③本文按户主年龄定义40岁及以下为青年期家庭,41~60岁为中年期家庭,61岁及以上为老年期家庭。

④本文定义户主受教育水平6年及以下为低人力资本水平家庭,7~12年为中等人力资本水平家庭,12年及以上为高人力资本水平家庭。

参考文献:

- [1]魏后凯. 2020年后中国减贫的新战略[J]. 中州学刊, 2018(9):36-42.
- [2]汪三贵,孙俊娜. 全面建成小康社会后中国的相对贫困标准、测量与瞄准——基于2018年中国住户调查数据的分析[J]. 中国农村经济,2021(3):2-23.
- [3]檀学文. 走向共同富裕的解决相对贫困思路研究[J]. 中国农村经济,2020(6):21-36.
- [4]王卓. 中国相对贫困的标准建构与测度——基于2021年四川专题调查[J]. 社会保障评论,2022(2):88-104.
- [5]邹薇,樊增增. 劳动力外流与资金汇回的净减贫效应[J]. 中国人口科学,2020(4):15-30+126.
- [6]韩佳丽,王志章,王汉杰. 贫困地区劳动力流动对农户多维贫困的影响[J]. 经济科学,2017(6):87-101.
- [7]常进雄,刘杰,朱帆. 农民工教育回报率估计中存在的偏误研究[J]. 中国人口科学,2018(5):57-68.
- [8]Chinn D L. Rural Poverty and the Structure of Farm Household Income in Developing Countries[J]. Economic Development and Cultural Change,1979(2):283-301.
- [9]陈藻,杨风. 乡—城迁移人口城市聚居形态与“半城市化”问题——以成都市为例[J]. 农村经济,2014(12):90-94.
- [10]曹信邦. 就业歧视对农民工社会保障制度构建的消极影响[J]. 人口与经济,2008(1):56-60+52.
- [11]马光荣,杨恩艳. 社会网络、非正规金融与创业[J]. 经济研究,2011(3):83-94.
- [12]Chi L. How Does Migration Working Experience Change Farmers' Social Capital in Rural China? [J]. International Journal of Environmental Research and Public Health,2022(20):13435.
- [13]Hariss J R, Todaro M P. Migration, Unemployment and Development: A Two-Sector Analysis[J]. The American Economic review,1970(1):126-142.

- [14] Gupta S, Pattillo C A, Wagh S. Effect of Remittances on Poverty and Financial Development in Sub-Saharan Africa [J]. World Development, 2009(1): 104-115.
- [15] Nguyen C V, Van den Berg M, Lensink R. The Impact of Work and Non-work Migration on Household Welfare, Poverty and Inequality [J]. Economics of Transition, 2011(4): 771-799.
- [16] 樊士德, 江克忠. 中国农村家庭劳动力流动的减贫效应研究——基于 CFPS 数据的微观证据 [J]. 中国人口科学, 2016(5): 26-34.
- [17] 王璇, 王卓. 农地流转、劳动力流动与农户多维相对贫困 [J]. 经济问题, 2021(6): 65-72.
- [18] 葛永波, 陈虹宇. 劳动力转移如何影响农户风险金融资产配置? ——基于金融排斥的视角 [J]. 中国农村观察, 2022(3): 128-146.
- [19] 王恒, 王征兵, 朱玉春. 乡村振兴战略下连片特困地区劳动力流动减贫效应研究——基于收入贫困与多维贫困的双重视角 [J]. 农村经济, 2020(4): 43-50.
- [20] Lucas R E. On the Mechanics of Economic Development [J]. Journal of Monetary Economics, 1988(1): 3-42.
- [21] 尹志超, 刘秦星, 严雨. 劳动力流动能否缓解农户流动性约束——基于社会网络视角的实证分析 [J]. 中国农村经济, 2021(7): 65-83.
- [22] De Weerd J, Hirvnen K. Risk Sharing and Internal Migration [J]. Economic Development and Cultural Change, 2016(1): 63-86.
- [23] Ryan L. Migrants' Social Networks and Weak Ties: Accessing Resources and Constructing Relationships Post-Migration [J]. The Sociological Review, 2011(4): 707-724.
- [24] Schapendonk J, Steel G. Following Migrant Trajectories: The Im/Mobility of Sub-Saharan Africans en Route to the European Union [J]. Annals of the Association of American Geographers, 2014(2): 262-270.
- [25] Oishi N. Migration and Competitiveness in Science and Engineering in Japan [J]. Migration Letters, 2013(2): 228-244.
- [26] Popielarz P A, Cserpes T. Comparing the Discussion Networks and Voluntary Association Memberships of Immigrants and Non-immigrants in U. S. Suburban Gateways [J]. Social Networks, 2018(53): 42-56.
- [27] Akgüç M, Liu X F, Tani M, et al. Risk Attitudes and Migration [J]. China Economic Review, 2016(37): 166-176.
- [28] Kovářík J, van der Leij M J. Risk Aversion and Social Networks [J]. Review of Network Economics, 2014(2): 121-155.
- [29] Dekker R, Engbersen G. How Social Media Transform Migrant Networks and Facilitate Migration [J]. Global Networks, 2014(4): 401-418.
- [30] Ran X B, Xu Y Q, Liu Y W, et al. Examining Online Social Behavior Changes after Migration: An Empirical Study Based on OSN Big Data [J]. Computers in Human Behavior, 2022(129): 107158.
- [31] 曹子玮. 农民工的再建构社会网与网内资源流向 [J]. 社会学研究, 2003(3): 99-110.
- [32] 杨汝岱, 陈斌开, 朱诗娥. 基于社会网络视角的农户民间借贷需求行为研究 [J]. 经济研究, 2011(11): 116-129.
- [33] 史恒通, 赵伊凡, 吴海霞. 社会资本对多维贫困的影响研究——来自陕西省延安市 513 个退耕农户的微观调查数据 [J]. 农业技术经济, 2019(1): 86-99.
- [34] 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.
- [35] 任远, 陶力. 本地化的社会资本与促进流动人口的社区融合 [J]. 人口研究, 2012(5): 47-57.
- [36] Yue Z S, Li S Z, Jin X Y, et al. The Role of Social Networks in the Integration of Chinese Rural-Urban Migrants: A Migrant-Resident Tie Perspective [J]. Urban Studies, 2013(9): 1704-1723.
- [37] 徐超, 吴玲萍, 孙文平. 外出务工经历、社会资本与返乡农民工创业——来自 CHIPS 数据的证据 [J]. 财经研究, 2017(12): 30-44.
- [38] 叶静怡, 武玲蔚. 社会资本与进城务工人员工资水平——资源测量与因果识别 [J]. 经济学(季刊), 2014(4): 1303-1322.
- [39] 谢桂华. 中国流动人口的人力资本回报与社会融合 [J]. 中国社会科学, 2012(4): 103-124+207.
- [40] 张永丽, 黄祖辉. 中国农村劳动力流动研究述评 [J]. 中国农村观察, 2008(1): 69-79.
- [41] 宁光杰. 自选择与农村剩余劳动力非农就业的地区收入差异——兼论刘易斯转折点是否到来 [J]. 经济研究, 2012(S2): 42-55.
- [42] Xing C. Migration, Self-selection and Income Distributions [J]. Economics of Transition, 2014(3): 539-576.
- [43] 张广胜, 田洲宇. 改革开放四十年中国农村劳动力流动: 变迁、贡献与展望 [J]. 农业经济问题, 2018(7): 23-35.
- [44] 刘学军, 赵耀辉. 劳动力流动对城市劳动力市场的影响 [J]. 经济学(季刊), 2009(2): 693-710.
- [45] 孙三百, 黄薇, 洪俊杰. 劳动力自由迁移为何如此重要? ——基于代际收入流动的视角 [J]. 经济研究, 2012(5): 147-159.
- [46] 路兰, 高齐圣, 刘瑞超. 劳动力迁移对社会阶层流动

影响的实证分析[J]. 统计与决策, 2018(24): 104-108.

[47] 张雅欣, 孙大鑫. 人口流动如何影响主观幸福感——基于主观社会地位的中介效应[J]. 系统管理学报, 2019(6): 1029-1040.

[48] 杨肖丽, 景再方. 不同迁移模式下农民工的经济地位与社会地位差异研究——基于沈阳市农民工的实证调查[J]. 经济问题, 2010(8): 74-80.

[49] 周春芳, 苏群, 常雪. 迁移时间是否有利于我国农民工职业地位的提升? ——基于职业同化的视角[J]. 南方人口, 2019(6): 1-14.

[50] Keith K, McWilliams A. Job Mobility and Gender-Based Wage Growth Differentials[J]. Economic Inquiry, 1997(35): 320-333.

[51] Yankow J J. Migration, Job Change, and Wage Growth: A New Perspective on the Pecuniary Return to Geographic Mobility[J]. Journal of Regional Science, 2003(3): 483-516.

[52] 吴晓刚, 张卓妮. 户口、职业隔离与中国城镇的收入不平等[J]. 中国社会科学, 2014(6): 118-140+208.

[53] 姚俊. 流动就业类型与农民工工资收入——来自长三角制造业的经验数据[J]. 中国农村经济, 2010(11): 53-62.

[54] 石智雷, 吕琼琼, 易成栋. 职业水平流动和垂直流动对农民工城市融入的影响[J]. 中南财经政法大学学报, 2016(6): 22-29+84+159.

[55] 杨云彦, 褚清华. 外出务工人员的职业流动、能力形成和社会融合[J]. 中国人口·资源与环境, 2013(1): 75-80.

[56] 张兴慧, 董爱波, 王耘. 母亲与子女主观幸福感的代际传递: 教养方式的中介作用[J]. 中国临床心理学杂志, 2015(1): 163-165+170.

[57] 何凌霄, 张忠根. 市场化进程中社会关系强弱对农户收入的影响——基于 CFPS 的证据[J]. 经济经纬, 2016(4): 44-49.

[58] 陈卫民, 韩培培. 互联网使用对个人就业质量的影响——基于 CFPS 数据的实证分析[J]. 西北人口, 2023(1): 1-14.

[59] 解垚, 李敏. 政府公共转移支付的扶志效应[J]. 中国人口科学, 2022(1): 99-112+128.

[60] Chiswick B R. Are Immigrants Favorably Self-Selected? [J]. American Economic Review, 1999(2): 181-185.

[61] 刘金凤, 魏后凯. 方言距离如何影响农民工的永久迁移意愿——基于社会融入的视角[J]. 中国农村观察, 2022(1): 34-52.

Research on the Impact of Labor Migration on Multidimensional Relative Poverty of Rural Households

Wang Zhuo Yu Junzhou

Abstract: Based on the data of China Family Panel Studies (CFPS) from 2014 to 2018, this paper uses A-F method to measure the status quo of multidimensional relative poverty of rural households, and uses panel two-way fixed effect and PSM model to demonstrate the impact of labor migration on multidimensional relative poverty of rural households. The mediation effect model is used to study the mechanism of social capital poverty reduction in rural households caused by labor migration. The findings are as follows: (1) labor migration can significantly alleviate multidimensional relative poverty of rural households. (2) Labor migration can alleviate multidimensional relative poverty of rural households by expanding their social network and by enhancing their social prestige. (3) Labor migration significantly alleviates the material dimension of poverty except education dimension, but aggravates the social security and subjective attitude dimension of poverty. (4) Labor migration increases the probability that rural households with low human capital levels and rural households in middle and old age fall into social security dimension poverty, decreases the probability that households in young age fall into social security dimension poverty, and increases the probability that rural households with middle and low human capital levels and rural households in young age fall into subjective attitude dimension poverty.

Key words: relative poverty; labor migration; social capital; human capital; impact mechanism