

劳动力流动对欠发达地区农村家庭 多维贫困的影响研究

樊士德, 费振东

(南京审计大学 经济学院, 江苏 南京 211815)

摘要: 建构多维贫困指标体系,以2012年和2014年中国家庭追踪调查(CFPS)数据为基础,利用“收入导向型”多维贫困指数方法测度了欠发达地区农村家庭的贫困状况,并采用随机效应Probit模型实证分析了劳动力外流对欠发达地区农村家庭多维贫困的内在影响。在此基础上比较了一维、二维、三维和四维等不同维度之间的差异化影响,还进一步考察了劳动力流动微观决策的变化(持续外出务工、由外出务工到不外务工、由不外务工到外出务工)对农村家庭贫困状态变动(脱贫、未脱贫、返贫、未返贫)的动态影响。结果表明:劳动力流动能够有效降低欠发达地区农村家庭收入贫困及多维贫困发生的概率;男性外出务工人员人数相比女性对缓解多维贫困的边际贡献更高,选择跨省务工的减贫效应更为显著,然而随着贫困维度的增加,劳动力流动对贫困的边际效应呈现逐渐减弱特征。此外,持续外出务工不仅可以有效提高欠发达地区农村家庭单维和多维的脱贫概率,而且能够降低农村家庭重返贫困的可能性;由非外出务工向外出务工的微观决策转变也有助于缓解贫困,不过其边际贡献低于持续外出务工的家庭。户主特征、家庭特征中的不同控制变量对农村家庭多维贫困存在差异化的内在影响。

关键词: 劳动力流动; 多维贫困; 减贫效应; Probit模型

中图分类号: F061.3 **文献标识码:** A **文章编号:** 2095-0098(2021)04-0030-13

一、问题的提出

习总书记在中共十九大报告中指出“确保到二〇二〇年我国现行标准下农村贫困人口实现脱贫,贫困县全部摘帽,解决区域性整体贫困。”自2013年“精准扶贫”提出以来,脱贫攻坚取得了举世瞩目的成绩。为进一步将精准扶贫工作推向纵深,李克强总理在2017年政府工作报告中将“劳务输出”作为实施精准扶贫的重要举措。近年来,我国每年有超过2.5亿的农民工^①流动于城乡抑或地区之间,这也为引导和组织劳务输出脱贫^②提供了政策基础。当前精准脱贫工作进入攻坚决胜阶段,扶贫方式由以往的“大水漫灌”转向瞄准欠发达地区和农村地区的“精准滴灌”,因而聚焦审视欠发达地区农村家庭劳动力流动的减贫效应,显得尤为必要。

① 《中国农民工监测调查报告》数据显示,2011年中国农民工人数首次超过2.5亿,达到2.5278亿人,截至2018年中国农民工人数为2.8836亿,年均涨幅达到2%以上。

② 2015年11月印发的《中共中央国务院关于打赢脱贫攻坚战的决定》中提出引导劳务输出脱贫的思路。

收稿日期: 2020-01-03

基金项目: 国家社会科学基金一般项目“精准扶贫背景下中国劳动力流动的减贫效应与政策研究”(18BJL124);江苏高校“青蓝工程”优秀教学团队“经济学专业TMPP教学团队”(苏教师函(2020)10号);江苏高校一流本科专业(经济学专业);南京审计大学预研基金项目“劳动力流动、新型城镇化与区域协调发展研究”(20ZDYY001)

作者简介: 樊士德(1979-),男,江苏连云港人,博士,教授,研究方向为劳动力流动、贫困与地区差距。

截至目前,关于劳动力流动对家庭贫困的影响,目前学界主要从收入维度开展研究。首先,大多数观点认为劳动力流动能够缓解家庭贫困。国外研究认为,无论是进行跨国迁移(Acosta, Calderon, Fajnzylber & Lopez, 2008^[1]), 还是选择在国内流动(Michael, Bontch - Osmolovski & Glinskaya, 2010^[2]), 劳动力迁移到经济较发达的国家或地区进行务工并汇款到流出地,可以有效增加留守家庭的收入水平(Adams & Page, 2005^[3]; Brown, Richard & Jimenez, 2008^[4])。国内有学者利用甘肃、四川、河北和江苏等省份的调研数据也验证了外出务工有助于贫困家庭改善收入状况并减轻贫困程度(柳建平和张永丽, 2009^[5]; 蒲艳萍和李霞, 2011^[6]; 王金营和李竞博, 2013^[7]; 韩佳丽等, 2018^[8]; 樊士德和朱克朋, 2019^[9])。与此同时,胡苏云和王振(2004)^[10]以及樊士德和江克忠(2016)^[11]研究指出,劳动力流动对不同地区贫困家庭收入的影响存在差异。其次,有观点认为农村贫困家庭外出务工,从短期看会增加家庭收入,但是外出打工并非家庭彻底改变贫困状态的根本途径(王金营和魏慧静, 2015^[12])。再次,也有学者指出劳动力流动与贫困之间并无内在联系(Rizwan et al., 2015^[13])。近年来,也有研究聚焦劳动力流动对农户家庭多维贫困的影响研究(韩佳丽等, 2017^[14]; 车四方等, 2019^[15])。

值得注意的是,当前中央政府在推进“精准扶贫、精准脱贫”工作中,对“扶持谁”的问题作出了更加全面和准确的诠释,而且最新的贫困人口退出标准更是从收入、教育、医疗和住房多个维度作出了明确的规定^①,可见扶贫实践中对于贫困的理解更加趋近多维贫困的内涵,这对于从多维贫困视角审视欠发达地区农村家庭劳动力流动的减贫效应提出新的要求。较为遗憾的是,已有研究存在以下不足:一方面,现有研究大多基于新古典要素自由流动的外生假定,认为劳动力流动有助于缓解贫困,并未将中国劳动力流动面临的多重约束和差异化特征纳入对贫困影响的统一框架,缺乏对劳动力流动减贫所需内外在条件的考量。另一方面,尽管在理论和实践领域,关于农村贫困家庭的界定已然从单一收入维度的贫困识别方式过渡到多维贫困的识别方式,但鲜有学者基于多维贫困视角研究劳动力流动的减贫效应。即便有部分学者从教育或者健康视角进行了尝试(杜鹏等, 2007^[16]; 牛建林, 2012^[17]; 张立冬, 2013^[18]; 连玉君等, 2014^[19]; 孙文凯和王乙杰, 2016^[20]; 舒玢玢和同钰莹, 2017^[21]),但也仅仅是从单一维度进行论证,并未系统考察劳动力流动对贫困影响的复杂、多元性问题。

结合长期以来中国劳动力流动与贫困二者间的演进特征,劳动力流动能否缓解欠发达地区农村家庭的贫困? 对于不同维度的贫困,劳动力流动的减贫效应又会存在何种差异? 与此同时,劳动力流动对贫困影响的动态效应又会如何? 劳动力流动能否有效遏制返贫现象的发生,从而克服农村家庭贫困的反复性与脆弱性问题? 这一系列问题构成了本文的逻辑出发点和落脚点。基于此,将建构多维贫困指标体系,采用较为前沿的“收入导向型”多维贫困测度方法,并在不同维度下测算我国欠发达地区农村家庭的贫困状况,最终较为全面和真实地考察劳动力流动对欠发达地区农村家庭多维贫困影响的具体效应,在这一过程中,不仅将比较其对不同维度贫困的共同特征与差异化影响,而且将考察劳动力流动微观决策的改变对家庭贫困的动态影响,进而为劳动力流动视角下扶贫政策的顶层设计和制度安排提供决策参考,这也是本文可能的边际贡献。

二、农村家庭“收入导向型”多维贫困测度

推进“精准扶贫、精准脱贫”的首要前提条件就是精准识别贫困个体。鉴于以往扶贫过程中主要以家庭人均纯收入为判定条件,同时结合最新的贫困人口退出标准,当前识别贫困个体的首要标准是收入维度,同时辅以教育、健康和生活条件等维度作为判定依据,从这一视角看,扶贫政策体系需要体现多维贫困的思路。基于此,借鉴张昭等(2016^[22], 2017^[23])提出的“收入导向型”多维贫困识别体系来考察中国农村家庭的多维贫困状况。“收入导向型”多维贫困指数是在 Alkire&Foster(2011)^[24]设计的多维贫困测度方法(这里简记

^① 2016年5月,中共中央办公厅 国务院办公厅印发了《关于建立贫困退出机制的意见》,成为扶贫工作中贫困人口、贫困村和贫困县退出的执行标准。意见指出,贫困人口退出需即以户为单位,主要衡量标准是该户年人均纯收入稳定超过国家扶贫标准且吃穿不愁,义务教育、基本医疗、住房安全有保障。

为 A - F 法) 中突出收入维度, 并选用其他维度作为辅助, 使之更具有政策导向性, 具备现实可操作性。

(一) 测度方法

“收入导向型”多维贫困测度法是基于 A - F 法的改进, 其本质都是构建贫困剥夺矩阵。为使指数不失一般性, 先假设样本总体中包含 n 个观测样本, 衡量贫困的维度为 m , 令样本观测矩阵为 $X = [x_{ij}]_{m \times n}$, x_{ij} 为样本 i 在维度 j 的取值, z_j 为维度 j 的贫困临界值。在此基础上, “收入导向型”多维贫困识别体系通过三个步骤来确认贫困个体:

第一, 给定贫困维度 j , 判定样本在剥夺临界值范围内是否遭受剥夺。此处定义判定矩阵为 $F = [f_{ij}^\alpha]$, 且 f_{ij}^α 的取值函数为:

$$f_{ij}^\alpha = \begin{cases} \frac{z_j - x_{ij}^\alpha}{z_j}, & x_{ij} < z_j \\ 0, & x_{ij} \geq z_j \end{cases} \quad (1)$$

其中, 当 $\alpha = 0$ 时, 该函数为贫困判定函数, f_{ij}^0 的取值代表样本 i 在贫困维度 j 上是否贫困, 如果 $f_{ij}^0 = 1$, 表明样本 i 在此维度下被判定为贫困个体, 反之如果 $f_{ij}^0 = 0$, 则样本 i 为非贫困个体。需要注意的是, 此处 f_{ij}^0 的赋值“0”和“1”并无实际经济意义, 仅作多维贫困识别之用。此外, 当 $\alpha = 1$ 时, f_{ij}^1 代表样本 i 在维度 j 上相对于贫困临界值的比例差距。

第二, 构建“收入导向型”贫困计数函数 c_i :

$$c_i = \begin{cases} \omega_1 f_{i1}^0 + \sum_{j=2}^m \omega_j f_{ij}^0, & x_{i1} < I, x_{ij} < z_j \\ 0, & x_{i1} \geq I \end{cases} \quad (2)$$

上式(2) 基于“收入导向型”多维贫困的测度思想, 假定贫困剥夺矩阵第一列为收入维度, 其临界值为 I , ω_j 为维度 j 所占比重, 且 $\sum_{j=2}^m \omega_j = 1$ 。当样本 i 在收入维度大于贫困临界值, 即 $x_{i1} \geq I$ 时, $c_i = 0$, 目标样本判定为非贫困个体。反之, 样本在收入维度小于临界值时, $c_i = \omega_1 f_{i1}^0 + \sum_{j=2}^m \omega_j f_{ij}^0$ 为样本 i 的贫困计数函数取值。

第三, 基于不同贫困维度设定的临界值, 判定目标样本是否贫困:

$$\rho(x_i) = \begin{cases} 1, & c_i \geq k \\ 0, & c_i < k \end{cases} \quad (3)$$

其中, $\rho(x_i)$ 为多维贫困判定函数, 其中 k 为多维贫困临界值。当 $c_i \geq k$ 时, $\rho(x_i) = 1$, 意味着样本处于贫困状态, 反之, 样本为非贫困个体。

简而言之, “收入导向型”多维贫困测度方法的核心思想和判定逻辑是: 首先依据收入维度判定被识别单位是否属于收入贫困个体, 如果不属于收入贫困, 则判定为非贫困个体, 如果属于收入贫困, 则继续测度其多维贫困状况。

(二) 数据来源、维度指标选取及权重说明

本文所使用的数据来自“中国家庭追踪调查”(China Family Panel Studies, CFPS) 数据库, 该数据库覆盖了 25 个省份^①, 截至 2014 年, 纳入数据库的共 13946 户家庭。选取 2012 年和 2014 年两次调查中的欠发达地区^②农村家庭子样本, 为保证关键变量的连续性, 剔除了只有一年在样本中的家庭。在合并整理社区组、家庭组和个人组(含成人和儿童) 问卷调查数据, 且删除关键变量缺失的样本后, 得到共计 15 个省份、4079 个农村家庭样本。

尽管国内外对多维贫困开展了较多的研究, 但是多维贫困的维度及指标选取目前尚缺乏统一的标准和

① 新疆、西藏、青海、内蒙、宁夏、海南及港澳台地区除外。

② 这里参照传统的划分方法, 将中西部地区视为欠发达地区, 在本文的研究中包括山西、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北、湖南、广西、四川、贵州、云南、陕西、甘肃和重庆。

现成的衡量尺度。笔者结合中国长期以来贫困的现实演进过程和扶贫实践,借鉴多维贫困指数(MPI^①)和已有研究的计算方法,并考虑数据的可得性,确定本文研究的维度和指标。以MPI指数为维度和指标的选取基准,在考察中国农村家庭“收入导向型”多维贫困时加入了收入维度,剔除教育维度中的儿童入学率指标^②,并且同时剔除健康维度中的营养状况、儿童死亡率两项指标,选用BMI指数^③、健康自评和医保参与情况三个指标进行替代。综合衡量后本文选取收入、教育、健康和生活水平4个维度共计9项指标,建构了多维贫困指标体系,各维度及指标说明如表1所示。

表1 多维贫困指标体系:各指标及剥夺临界值

维度	指标	指标解释及剥夺临界值
收入	家庭年人均纯收入	按照2010年不变价格计算,若家庭年人均纯收入低于2300元,判定为收入维度贫困
教育	人均受教育年限	家庭成人组平均受教育年限低于6年,判定为教育维度贫困
	BMI指数	家庭成人组中如有成员BMI测算值低于18.5,判定为健康维度贫困
健康	健康自评	家庭成人组中如有成员健康自评存在“不健康”,判定为健康维度贫困
	医保参与情况	家庭如有成员未参加任何医疗保险的,判定为健康维度贫困
	日常生活资源	家庭生活燃料以“柴草”为主、家庭未通电或经常断电、做饭用水非洁净水源,以上三种情况存在一种,判定为生活水平维度贫困
生活水平	家庭住房状况	家庭人均住房面积低于12平方米,或者存在其他住房困难,判定为生活水平维度贫困
	环境卫生条件	家庭使用“非冲水厕所”或者垃圾随处倾倒,判定为生活水平维度贫困
	耐用消费品	中国家庭追踪调查问卷卡片中所列耐用消费品,如果家庭最多只拥有一项,判定为生活水平维度贫困

在构建多维贫困指数过程中,指标权重的选取对最终测度结果影响较大。从现有关于多维贫困研究中可以看出,在指标权重的选取方面学界主要存在两种思路:第一种是等权重法,其中等权重法主要又可以分为等指标权重和等维度权重两种方式,如邹薇和方迎风(2011)^[25]、Vijaya et al(2014)^[26]、王春超和叶琴(2014)^[27]、杨龙和汪三贵(2015)^[28]、郭熙保和周强(2016)^[29]等。第二种是非等权重法,主要有复合权重法、主成分分析法、DEMATEL-熵权法和人工神经网络法,如方迎风(2012)^[30]、张全红和周强(2014)^[31]、王保雪(2014)^[32]、谢家智(2017)^[33]等。本文借鉴目前普遍采用的等维度权重法,每个维度赋予的权重为1/4,维度下含有多项指标的,只要其中一项指标存在剥夺,即认定所在维度被剥夺。

(三) 测度结果分析

按照“收入导向型”多维贫困测度方法,笔者按照家庭是否外出务工分组,计算了中国欠发达地区农村家庭在不同维度下的贫困发生率,计算结果见表2。

表2 欠发达地区农村家庭多维贫困现状

维度	年份	外出务工						非外出务工	
		总体		省内务工		省外务工			
		q	H	q	H	q	H	q	H
一维贫困	2012	203	8.61	179	10.33	24	3.85	626	36.35
	2014	223	9.43	201	9.85	22	6.77	622	36.29
二维贫困	2012	198	8.40	174	10.04	24	3.85	621	36.06
	2014	214	9.05	193	9.46	21	6.46	614	35.82

① MPI指数由联合国发展计划署(UNDP)和牛津大学贫困与人类发展中心(OPHI)联合开发,具有较高的权威性和应用的广泛性。MPI指数由健康、教育和生活水平3个维度构成,包括营养状况、儿童死亡率、儿童入学率、受教育程度、饮用水、电、日常生活燃料、室内空间面积、环境卫生和耐用消费品共计10项指标。

② 中华人民共和国教育部发展规划司小学学龄儿童净入学率数据显示,2005年以来,中国学龄儿童入学率一直维持在99%以上,2012年达到99.9%,故本文剔除“儿童入学率”指标。

③ BMI = 体重(kg) ÷ 身高(m)²。

维度	年份	外出务工						非外出务工	
		总体		省内务工		省外务工			
		q	H	q	H	q	H	q	H
三维贫困	2012	174	7.38	150	8.66	24	3.85	566	27.80
	2014	165	6.98	148	7.25	17	5.23	540	28.03
四维贫困	2012	108	4.58	94	5.42	14	2.24	343	19.92
	2014	92	3.89	83	4.07	9	2.77	312	18.20

注: (1) 表 2 中一维至四维贫困对应的临界值 k 分别为 0.25, 0.5, 0.75 和 1。(2) 2012 年, 欠发达地区农村外出务工家庭样本数 $n = 2357$, 非外出务工农村家庭样本数 $n = 1722$ 。外出务工家庭中, 选择在省内务工的农村家庭样本数 $n = 1733$, 到省外务工的农村家庭样本数 $n = 624$ 。(3) 2014 年, 欠发达地区农村外出务工家庭样本数 $n = 2365$, 非外出务工农村家庭样本数 $n = 1714$ 。外出务工家庭中, 选择在省内务工的农村家庭样本数 $n = 2040$, 到省外务工的农村家庭样本数 $n = 325$ 。其中, q 为相应维度贫困家庭数量, H 为多维贫困发生率, $H = q/n$, H 单位为 %。(4) 这里的二维贫困是指农村家庭除收入维度外, 还存在另一个维度的贫困。对于一个微观家庭而言, 二维贫困有三种可能的维度组合: 收入维度 + 教育维度、收入维度 + 健康维度及收入维度 + 生活水平维度。在计算二维贫困发生率时, q 为三种维度组合的加总。同理, 三维贫困是指收入贫困维度之外, 再加入两个维度。

从纵向看, 随着贫困维度的增加, 识别出的贫困农村家庭样本数逐渐减少, 贫困发生率也逐步下降。在进行多维贫困研究时, 不同的维度对研究结果影响较大, 当贫困维度从一维增加至三维时, 农村家庭的贫困发生率未发生显著变化, 当贫困维度增加至四维时, 贫困发生率显著下降, 这表明在收入维度之外增加两个辅助维度能够较为有效地识别贫困家庭。

需要特别关注的是, 从外出务工家庭样本的测算结果看, 相对于 2012 年, 欠发达地区农村外出务工家庭 2014 年的一维和二维贫困发生率不但没有下降, 反而有小幅回升, 这表明返贫家庭总数超过脱贫家庭总数, 治理贫困面临的形势比较严峻。从省内务工家庭样本的测算结果可以看出, 尽管 2014 年一维和二维贫困发生率相对 2012 年有所下降, 但是贫困家庭样本频数却有所增加, 与此同时, 2014 年省外务工家庭陷入贫困的样本频数虽然减少, 但是贫困发生率不降反升, 造成这一结果的主要原因在于欠发达地区农村家庭外出务工选择的结构性变化, 2012—2014 年, 选择至省外务工的家庭大幅度减少, 降幅达到 47.92%, 而选择在省内务工的家庭增幅达到 17.71%, 这一现象符合当前中国劳动力回流趋势^①。

横向对比欠发达地区农村外出务工家庭与非外出务工家庭的多维贫困状况, 可以发现: (1) 无论是从陷入贫困的家庭样本频数来看, 还是从贫困发生率的角度来看, 非外出务工家庭陷入贫困的概率要显著高于外出务工家庭。(2) 不管是从收入单一维度视角看, 还是从多维贫困角度考察, 外出务工家庭的状况都明显优于非外出务工家庭, 表明劳动力流动对于欠发达地区农村家庭而言, 其意义不仅在于提升家庭的非农收入, 而且还能够改善农村家庭教育、健康和生活水平维度的贫困。(3) 省外务工家庭的贫困发生率低于省内务工家庭的贫困发生率, 尽管由于外出务工家庭在外出选择上的结构性变动引致 2014 年出省务工家庭的贫困发生率上升, 但是从陷入贫困的样本频数看, 省外务工家庭贫困样本频数下降幅度仍然超过省内务工家庭。

三、变量选择和模型设定

欠发达地区农村家庭多维贫困测度结果表明, 外出务工家庭各维度贫困发生概率均显著低于非外出务工家庭。对于农村家庭而言, 贫困状态是二元变量, 为全面考察劳动力流动对欠发达地区农村家庭减贫的影响, 本文构建 Probit 模型进行实证分析。依据 CFPS 调查项目中现有的数据情况, 在借鉴已有研究的基础上, 构建第一个计量实证模型如下:

$$\Pr(pov_i^t = 1 | X_i) = \Phi(\alpha_0 + \alpha_1 mig_i^t + \alpha_2 mig_{i_male}^t + \alpha_3 mig_{i_female}^t + \alpha_4 mig_{i_out}^t + \alpha_5 age_{i_head}^t + \alpha_6 agesqr_{i_head}^t + \alpha_7 gen_{i_head}^t + \alpha_8 edu_{i_head}^t + \alpha_9 num_{i_home}^t + \alpha_{10} promale_{i_home}^t + \alpha_{11} prochildren_{i_home}^t + \alpha_{12} proelder_{i_home}^t + \alpha_{13} age_{i_home}^t + \alpha_{14} agesqr_{i_home}^t + \alpha_{15} land_{i_home}^t + \alpha_{16} agr_{i_home}^t) \quad (4)$$

① 《2016 年农民工监测调查报告》显示, 跨省流动农民工持续减少, 越来越多的农民工选择就近就业。

在上式(4)中,被解释变量 $\Pr(pov_{it}^d = 1 | X_i)$ 表示家庭 i 陷入贫困的概率,其中 pov_{it}^d 表示农村家庭 i 在 t 时期所处的状态, d 代表贫困的维度。如果在某个维度 d 下,农村家庭处于贫困状态,则 $pov_{it}^d = 1$, 反之则 $pov_{it}^d = 0$ 。解释变量 X_i 由核心解释变量和控制变量构成, α_0 为截距项, α_1 至 α_{16} 分别为相应解释变量的待估计系数。

本文核心解释变量为欠发达地区农村家庭劳动力流动特征,具体而言:用 mig_{it}^d 定义农村家庭 i 在 t 时期是否发生劳动力流动,如果该家庭有劳动力外出务工,则 $mig_{it}^d = 1$, 反之 $mig_{it}^d = 0$ 。此外,分别用 $mig_{it}^d_male$ 和 $mig_{it}^d_female$ 表示 t 时期家庭 i 外出务工人员中的男性人数和女性人数。在分析欠发达地区农村家庭多维贫困现状时,笔者发现省内务工家庭与省外务工家庭在贫困发生率上有所差异,故用 $mig_{it}^d_out$ 定义外出务工家庭的务工地域选择情况,如果 t 时期农村家庭 i 在外出务工时选择出省务工,那么 $mig_{it}^d_out = 1$, 否则 $mig_{it}^d_out = 0$ 。

控制变量由家庭户主的特征向量和家庭的特征向量两部分构成。对于家庭户主的特征,选用户主的年龄 $age_{it}^d_head$ 、户主年龄的平方 $agesqr_{it}^d_head$ 、户主的性别 $gen_{it}^d_head$ 以及户主的受教育年限 $edu_{it}^d_head$ 来加以控制。家庭特征的系列控制变量包括:(1) 反映家庭规模的总人口数 $num_{it}^d_home$; (2) 反映家庭成员性别构成的家庭男性占比 $promale_{it}^d_home$; (3) 反映家庭抚养比状况的变量,分别用 14 岁及以下儿童占比 $prochildren_{it}^d_home$ 和 65 岁及以上老年人占比 $proelder_{it}^d_home$ 表示; (4) 反映家庭年轻化程度的家庭人均年龄 $age_{it}^d_home$ 和家庭人均年龄的平方 $agesqr_{it}^d_home$; (5) 反映家庭地貌情况的 $land_{it}^d_home$; (6) 反映家庭产业结构状况的变量,用家庭是否从事第一产业生产 $agr_{it}^d_home$ 表示。

需要强调的是,微观家庭的贫困状态处于动态变化之中,脱贫与返贫交织,使得扶贫工作错综复杂,因而进一步尝试分析欠发达地区农村家庭劳动力流动状态的改变对中国家庭贫困状态变化的影响。对于 2012 年处于贫困状态的家庭来说,2014 年有两种状态,即实现脱贫和未能实现脱贫,同理对于 2012 年处于非贫困状态的家庭来说,2014 年也有两种状态,即重返贫困和未重返贫困。用 $pov_{it}^d_out$ 定义 2012 年处于贫困状态的农村家庭 i 在 2014 年是否实现脱贫,如果脱贫成功,则 $pov_{it}^d_out = 1$, 反之则 $pov_{it}^d_out = 0$ 。相应地,用 $pov_{it}^d_return$ 定义 2012 年处于非贫困状态的农村家庭 i 在 2014 年是否重返脱贫,如果重返贫困,则 $pov_{it}^d_return = 1$, 反之则 $pov_{it}^d_return = 0$ 。由于农村家庭贫困状态的变化仍是二元变量,故再次构建第二个 Probit 模型^①,如式(5)所示:

$$\Pr(pov_{it}^d_out = 1 | X_i) = \Phi(\alpha_0 + \alpha_1 mig_{it}^d_one\&one + \alpha_2 mig_{it}^d_one\&zero + \alpha_3 mig_{it}^d_zero\&one + \alpha_4 age_{it}^d_head + \alpha_5 agesqr_{it}^d_head + \alpha_6 gen_{it}^d_head + \alpha_7 edu_{it}^d_head + \alpha_8 num_{it}^d_home + \alpha_9 promale_{it}^d_home + \alpha_{10} prochildren_{it}^d_home + \alpha_{11} proelder_{it}^d_home + \alpha_{12} age_{it}^d_home + \alpha_{13} agesqr_{it}^d_home + \alpha_{14} land_{it}^d_home + \alpha_{15} agr_{it}^d_home) \quad (5)$$

其中,核心解释变量为农村家庭外出务工状态的改变,用虚拟变量表示。 mig_{it}^d 代表农村家庭在 2012 年和 2014 年均外出务工,如果家庭 i 在 2012 年和 2014 年均发生劳动力流动,则 $mig_{it}^d_one\&one = 1$, 反之 $mig_{it}^d_one\&one = 0$ 。相应的 $mig_{it}^d_one\&zero = 1$ 代表农村家庭 i 在 2012 年有人外出务工,而 2014 年没有人外出务工; $mig_{it}^d_zero\&one = 1$ 代表农村家庭 i 在 2012 年未发生劳动力流动,而 2014 年发生了劳动力流动^②。各变量描述性统计如表 3 所示。

表 3 变量的描述性统计

变量	最大值	最小值	均值	标准差
被解释变量				
贫困(是=1)	1	0	0.21	0.40
脱贫(是=1)	1	0	0.61	0.49
核心解释变量				

① 式(5)为脱贫模型,被解释变量为 2012 年欠发达地区贫困农村家庭在 2014 年脱离贫困的概率,返贫模型仅被解释变量与式(5)存在不同,解释变量均一致,故此未列出。

② 需要特别说明的是,为使核心解释变量的种类不至于过度复杂,笔者没有考虑外出务工人员数量的变动以及是否出省务工选择的变动状况。此外,家庭户主特征和家庭特征这两组控制变量与模型 1 相同,不同的是,模型 2 使用 2014 年的统计数据。

变量	最大值	最小值	均值	标准差
劳动力流动(外出务工=1)	1	0	0.58	0.49
外出务工男性人数(人)	4	0	0.60	0.70
外出务工女性人数(人)	4	0	0.32	0.54
是否跨省务工(是=1)	1	0	0.11	0.32
外出→外出	1	0	0.14	0.34
外出→不外出	1	0	0.11	0.31
不外出→外出	1	0	0.24	0.43
户主特征变量				
年龄(岁)	104	16	57.36	12.79
性别(男=1,女=2)	2	1	1.28	0.45
受教育年限(年)	16	0	4.11	4.20
家庭特征变量				
家庭总人口(人)	14	1	3.92	1.76
家庭男性占比(%)	100	0	51.85	20.30
家庭少儿占比(%)	80	0	16.05	18.20
家庭老人占比(%)	100	0	13.81	27.03
家庭人均年龄(岁)	92	10.25	39.73	13.84
家庭所处地貌(山区=1,非山区=0)	1	0	0.84	0.37
家庭是否从事第一产业生产(是=1)	1	0	0.59	0.49

注:(1) 囿于篇幅,表中贫困的均值和标准差数据均为一维贫困统计数据,此外该表仅列出了单维脱贫模型中被解释变量和核心解释变量的描述性统计数据,控制变量描述性统计使用的是全样本数据。(2) 中国家庭追踪调查数据库中,农村家庭所处地貌分别有丘陵地区、高山、高原、平原、草原、渔村和其他地区共计7种情况,将丘陵地区、高山和高原归为山区,其他归为非山区。

四、实证结果及分析

(一) 基于平衡面板数据的分析

对于平衡面板数据,使用随机效应 Probit 模型开展实证研究,表4为劳动力流动对欠发达地区农村家庭减贫效应的回归结果。可以看出,外出务工无论对于降低欠发达地区农村家庭收入贫困发生概率,还是对于缓解家庭多维贫困,均有显著的正向作用。具体分析如下:

表4 劳动力流动对欠发达地区农村家庭不同维度贫困影响的实证结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	一维贫困	二维贫困	三维贫困	四维贫困
核心解释变量				
劳动力流动	-0.4222*** (-5.18)	-0.4265*** (-5.14)	-0.4407*** (-4.95)	-0.2068* (-1.82)
	-0.0886	-0.0879	-0.0818	-0.0263
外出务工男性人数	-0.4083*** (-6.47)	-0.4125*** (-6.41)	-0.4165*** (-5.98)	-0.4668*** (-5.10)
	-0.0857	-0.0850	-0.0773	-0.0595
外出务工女性人数	-0.2432*** (-4.07)	-0.2476*** (-4.07)	-0.2548*** (-3.88)	-0.3971*** (-4.53)
	-0.0511	-0.0510	-0.0473	-0.0506
是否跨省务工	-0.3481*** (-3.90)	-0.3455*** (-3.82)	-0.2820*** (-2.97)	-0.3028** (-2.50)
	-0.0731	-0.0712	-0.0524	-0.0386

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	一维贫困	二维贫困	三维贫困	四维贫困
户主特征变量				
年龄	0.0076 (0.52)	0.0062 (0.42)	0.0186 (1.19)	0.0325* (1.74)
年龄平方	0.0016 (0.02)	0.0013 (0.07)	0.0034 (-0.66)	0.0041 (-1.12)
性别	0.0000 (-0.0549)	0.0000 (-0.0666)	-0.0000 (-0.1392)**	-0.0000 (-0.2975***)
受教育年限	-0.0115 (-6.68)	-0.0137 (-7.51)	-0.0258 (-11.34)	-0.0379 (-13.48)
	-0.0355***	-0.0407***	-0.0668***	-0.1073***
	-0.0075	-0.0084	-0.0124	-0.0137
家庭特征变量				
家庭总人口	-0.0272 (-1.26)	-0.0244 (-1.11)	-0.0057 (-0.25)	0.0235 (0.88)
家庭男性占比	-0.0057 (-0.2190)**	-0.0050 (-0.1772)	-0.0010 (-0.2596)**	0.0030 (-0.3992***)
家庭少儿占比	-0.0460 (2.83)	-0.0365 (2.91)	-0.0482 (2.53)	-0.0509 (2.04)
家庭老人占比	0.5216*** (2.83)	0.5420*** (2.91)	0.4962** (2.53)	0.4816** (2.04)
	0.1095	0.1117	0.0921	0.0614
家庭人均年龄	0.2696** (2.14)	0.2974** (2.34)	0.2729** (2.08)	0.1426 (0.96)
家庭人均年龄平方	0.0566 (-0.0467***)	0.0613 (-0.0441***)	0.0507 (-0.0433***)	0.0182 (-0.0302*)
	-0.0098	-0.0091	-0.0080	-0.0038
家庭所处地貌	0.0005*** (3.70)	0.0005*** (3.51)	0.0005*** (3.42)	0.0003** (2.26)
	0.0001	0.0001	0.0001	0.0000
家庭是否从事第一产业生产	0.2167*** (4.94)	0.2264*** (5.09)	0.3147*** (6.66)	0.3366*** (5.88)
	0.0455	0.0467	0.0584	0.0429
常数项	-0.1722*** (-3.07)	-0.1512*** (-2.66)	-0.1635*** (-2.73)	-0.1886*** (-2.65)
	-0.0384	-0.0312	-0.0304	-0.0240
Wald chi2(16)	0.3859 (1.00)	0.3255 (0.83)	-0.1314 (-0.32)	-1.1921** (-2.36)
Log likelihood	741.80	738.56	716.82	467.36
Prob > chi2	-3479.99	-3432.97	-3110.36	-2210.53
LR test of rho = 0: $\chi^2(1)$	0.000	0.000	0.000	0.000
Prob \geq chibar2	50.29	52.60	47.93	37.83
样本数	0.000	0.000	0.000	0.000
	8158	8158	8158	8158

注: (1) 回归结果中, 每个变量第一行数据为系数估计值, 第二行数据为 z 统计量, 第三行数据为边际效应。

(2) *, **, *** 分别表示在 10%、5%、1% 检验水平下显著(下同)。

首先,从核心解释变量的回归结果看,可以发现:第一,劳动力流动与家庭贫困发生概率呈现显著的负向关系,意味着家庭成员外出务工能够有效降低欠发达地区农村家庭收入贫困和多维贫困发生的概率。边际效应计算结果表明,随着贫困维度的增加,劳动力流动的减贫效果趋于弱化。第二,家庭外出务工男性人数和女性人数的增加均能够缓解农村家庭单维和多维贫困,需要注意的是,男性劳动力流动减贫效应的边际贡献大于女性,一个可能的原因是劳动市场上存在性别工资差异,导致男性外出务工人员与女性外出务工人员之间存在一定的收入差距。第三,跨省务工的微观决策有利于欠发达地区农村家庭摆脱贫困,这是因为欠发达地区劳动力流向发达地区,能够获得相对丰厚的工资报酬。

其次,家庭户主特征变量回归结果中值得注意的是,户主的受教育年限在不同维度下均会显著降低家庭陷入贫困的概率,并且贫困维度越高,其边际效应越大。一个可能的解释就是受教育程度越高的户主对于家庭成员教育和健康的重视程度越高,继而会敦促家庭的后代接受更好的教育,更加关注家庭成员的健康状况。而户主年龄对家庭不同维度贫困的影响并不显著,进一步看其对于三维贫困、四维贫困的影响可能存在倒 U 型效应,但同样并不显著。

最后,通过家庭特征变量的回归结果可以发现以下特点:(1) 家庭男性占比的提升会降低农村家庭陷入收入贫困、三维贫困和四维贫困的概率。(2) 少儿占比和老年人占比越高,家庭抚养压力越大,家庭陷入收入贫困和多维贫困的可能性越大,不过家庭少儿占比和老人占比的边际影响随着贫困维度的增加在逐渐减弱。(3) 家庭人均年龄越高,家庭陷入贫困的概率就相对越低。(4) 相对于非山区的农村家庭,居住在山区农村家庭能够接触到教育医疗等公共资源以及基础设施都相对匮乏,家庭面临陷入贫困的风险更高。(5) 从事第一产业生产有助于缓解欠发达地区农村家庭的收入贫困和多维贫困。

(二) 对劳动力流动减贫效应的动态考察

在贫困治理过程中,脱贫后再度“返贫”的家庭理应构成精准脱贫工作中的重点关注对象。事实上,造成脱贫与返贫反复出现的根源在于“输血式扶贫”未能强化贫困家庭自身的“造血能力”。因此笔者进一步考察劳动力流动如何影响中国农村家庭贫困的动态演进,尝试剖析劳动力流动能否从深层次巩固贫困农村家庭的“造血功能”,从而有效助力脱贫,遏制返贫。分别从单维(收入贫困)和多维(三维贫困^①)进行分析,表 5 和表 6 分别为劳动力流动单维及多维减贫效应动态考察的计量结果。

表 5 劳动力流动减贫效应动态考察的实证结果(单维)

变量	脱贫(5)			返贫(6)		
	系数估计值	边际效应	z 值	系数估计值	边际效应	z 值
核心解释变量						
外出→外出	1.0273***	0.3379	6.06	-0.2455***	-0.0569	-3.11
外出→不外出	-0.0871	-0.0286	-0.57	-0.1565**	-0.0363	-2.39
不外出→外出	0.9636***	0.3170	6.90	-0.4971***	-0.1153	-5.16
户主特征变量						
年龄	0.0244	0.0080	0.72	-0.0117	-0.0027	-0.61
年龄平方	-0.0002	-0.0001	-0.70	0.0001	0.0000	0.94
性别	0.0655	0.2154	0.52	-0.0845	-0.0196	-1.18
受教育年限	0.0239*	0.0079	1.86	-0.0359***	-0.0083	-5.21
家庭特征变量						
家庭总人口	-0.0324	-0.0106	-0.66	-0.0606**	-0.0141	-2.20
家庭男性占比	0.2702	0.8889	1.17	-0.2137	-0.0496	-1.47
家庭少儿占比	-0.1852	-0.0609	-0.41	0.4332*	0.1005	1.79
家庭老人占比	-0.2325	-0.0765	-0.90	0.3266*	0.0757	1.81
家庭人均年龄	0.0193	0.0064	0.67	-0.0302	-0.0070	-1.56

① 这里选择三维贫困主要是因为,从上文多维贫困发生率的测算结果看,三维贫困既可以较好地描绘农村家庭的多维贫困,同时又不会因贫困维度的增加而排除掉过多的样本。

变量	脱贫(5)			返贫(6)		
	系数估计值	边际效应	z 值	系数估计值	边际效应	z 值
家庭人均年龄平方	-0.0002	-0.0001	-0.88	0.0003	0.0001	1.62
家庭所处地貌	-0.2887***	-0.0950	-2.77	0.1397**	0.0324	2.51
是否从事第一产业	0.2604***	0.0856	2.07	0.0140	0.0032	0.19
常数项	-1.2525	—	-1.30	-0.4864	—	-0.92
Pseudo R^2	0.1323	0.0521				
样本数	829	3250				

根据表5的回归结果,从助力脱贫的效果看,可以发现:两期均外出务工的贫困农村家庭实现收入维度脱贫的概率显著增加。对于2012年未发生劳动力流动的贫困农村家庭来说,如果2014年能够外出务工,那么这种微观决策的转变也能够帮助部分家庭摆脱贫困,但是其边际贡献低于坚持外出务工。由2012年外出务工转向2014年不外出务工的决策变化对于贫困农村家庭脱贫的影响不显著。因此,笔者认为劳动力流动能够帮助欠发达地区贫困农村家庭摆脱收入贫困。

从遏制返贫的效果看,农村家庭长期外出务工能够有效降低重返收入贫困的概率。对于2012年未外出务工,但是2014年加入务工大军的农村家庭来说,这种家庭经营模式的转变能够帮助家庭降低单维返贫的概率。即使对于2012年外出务工,但是2014年未外出务工的家庭而言,收入维度返贫的概率也相对更低。因此劳动力流动能够遏制农村家庭重返收入贫困。

表6 劳动力流动减贫效应动态考察的实证结果(多维)

变量	脱贫(7)			返贫(8)		
	系数估计值	边际效应	z 值	系数估计值	边际效应	z 值
核心解释变量						
外出→外出	1.1043***	0.3498	5.67	-0.8749***	-0.1607	-9.71
外出→不外出	0.0324	0.0103	0.20	0.0325	0.0060	0.39
不外出→外出	0.9661***	0.3060	6.40	-0.7311***	-0.1343	-6.90
户主特征变量						
年龄	-0.0004	-0.0001	-0.01	-0.0132	-0.0024	-0.62
年龄平方	-0.0000	-0.0000	-0.09	0.0001	0.0000	0.91
性别	0.0924	0.0293	0.69	-0.1734**	-0.0318	-2.21
受教育年限	0.0567***	0.0180	3.85	-0.0611***	-0.0112	-7.87
家庭特征变量						
家庭总人口	-0.0327	-0.0104	-0.62	0.0406	0.0075	1.33
家庭男性占比	0.3209	0.1016	1.28	-0.1552	-0.0285	-0.97
家庭少儿占比	-0.1315	-0.0417	-0.27	-0.0518	0.0095	-0.19
家庭老人占比	-0.2050	-0.0650	-0.75	0.2228	0.0409	1.19
家庭人均年龄	0.0300	0.0095	0.98	-0.0174	-0.0032	-0.84
家庭人均年龄平方	-0.0003	-0.0001	-1.20	0.0002	0.0000	0.81
家庭所处地貌	-0.2099*	-0.0665	-1.93	0.1636***	0.0300	2.67
是否从事第一产业	0.1612	0.0511	1.18	-0.1336	-0.0245	-1.58
常数项	-0.6935	—	-0.65	0.3187	—	0.54
Pseudo R^2	0.1519	0.1333				
样本数	740	3339				

这里,通过表6进一步分析劳动力流动多维减贫效应动态考察的计量结果,可以发现:贫困农村家庭如果能够长期外出务工,家庭摆脱多维贫困的概率会显著增加。2012年如果贫困农村家庭未发生劳动力流动,但是2014年有家庭成员能够外出务工,这种选择的转变仍能够显著增加农村家庭多维脱贫的可能性。因此劳动力流动能够帮助欠发达地区贫困农村家庭走出多维贫困的深渊。

就劳动力流动遏制多维返贫的效果看,长期外出务工对于防止欠发达地区农村家庭重返多维贫困的效果尤为明显,结合模型(6)和模型(8)可以发现,劳动力流动遏制多维返贫的边际效果远高于遏制收入返贫。对于部分2012年末未外出务工,但是2014年外出务工的农村家庭来说,家庭重返多维贫困的概率也显著降低。以上结论也再一次印证了欠发达地区农村家庭劳动力流动存在减贫效应。

为检验计量模型的稳健性,笔者将模型中的二维贫困和三维贫困指标细化,选择不同的指标组合作为被解释变量进行回归分析,回归结果显示无论是哪种维度组合作为被解释变量,所有核心解释变量的回归系数符号与上文的研究结果均相符,而且回归结果均在10%的显著性水平下通过检验。与此同时,笔者也选用固定效应模型对面板数据进行了回归,回归结果中相关变量的符号与随机效应Probit模型回归结果基本一致。

五、主要结论与启示

通过建构多维贫困指标体系,基于CFPS2012年和2014年欠发达地区农村家庭样本数据,运用“收入导向型”多维贫困指数方法测度了欠发达地区农村家庭的贫困状况,并采用随机效应Probit模型实证分析了劳动力外流对欠发达地区农村家庭多维贫困的内在影响,在此基础上比较不同维度之间的差异化影响,还进一步考察了劳动力流动微观决策的变化对农村家庭不同维度贫困状态的动态影响。研究表明:(1)欠发达地区农村家庭劳动力流动能够有效降低家庭陷入收入贫困及多维贫困的概率,不过随着贫困维度的增加,减贫效应的边际影响逐渐下降。(2)外出务工的男性及女性人数越多,并且选择出省务工的欠发达地区农村家庭,发生收入贫困和多维贫困的可能性越低。(3)进一步研究表明,长期外出务工可以提高欠发达地区农村家庭单维和多维的脱贫概率,降低农村家庭重返贫困的可能性,非外出务工向外出务工的微观决策转变也有助于农村家庭脱离收入贫困和多维贫困,不过其边际贡献低于坚持外出务工的家庭,这些都再次印证了劳动力流动具有多维减贫效应。

基于上述主要研究结论,可以得出如下启示:第一,劳动力流动构成了贫困家庭摆脱多维贫困的重要途径,因此欠发达地区政府和一线扶贫人员应合理评估贫困家庭外出务工的条件以及外出务工意愿,对于有外出务工条件的农村家庭,可以进一步加强组织引导。从短期看,持续外出务工、由不外出务工向外出务工的转变、跨省外出务工均对家庭多维贫困的影响更为有利,故在欠发达地区和农村未有更合适的机会或扶贫项目的条件下,可以选择外出务工。第二,加强和完善对外出务工者的技能培训,提升外出务工人员的综合竞争力,同时应兼顾技能型劳务输出和体能型劳务输出,这也是中央精准扶贫“扶智”的应有之意。除此之外,政府还应为外出务工家庭疏通就业渠道,并提供充分的就业信息服务,从而破除欠发达地区农村家庭劳动力流动的各种行政壁垒。第三,欠发达地区也应有选择性地创造条件承接发达地区部分劳动密集型产业的转移,尤其是创造具有地方特色、符合自身比较优势、适宜本地农民就近就业的产业及其相应的工作岗位。第四,从事第一产业的兼业生产能够降低农村家庭贫困发生概率,因而可以鼓励引导农村家庭科学种植适宜的经济作物,拓展家庭收入来源。

参考文献:

- [1] Acosta, Pablo, Calderon, C, Fajnzylber, P. What is the Impact of International Remittances on Poverty and Inequality in Latin America [J]. World Development, 2008(1): 89-114.
- [2] Lokshin, Michael, Bontch-Osmolovski, M, Glinskaya, E. Work-Related Migration and Poverty Reduction in Nepal [J]. Review of Development Economics, 2010(2): 323-332.
- [3] Adams, Richard H., Page J. Do International Migration, Remittance Reduce Poverty in Development Countries [J]. World Development, 1995(10): 1645-1669.
- [4] Brown, Richard P. C., Jimenez, E. Estimating the Net Effects of Migration and Remittances on Poverty and Inequality: Comparison of Fiji and Tonga [J]. Journal of International Development, 2008(4): 547-571.
- [5] 柳建平, 张永丽. 劳动力流动对贫困地区农村经济的影响——基于甘肃10个贫困村调查资料的分析 [J]. 中国农村观察, 2009(3): 63-74.

- [6] 蒲艳萍,李霞. 劳动力流动对农村经济的影响效应——基于对四川省调查数据的分析[J]. 人口与经济, 2011(1): 39-45.
- [7] 王金营,李竞博. 连片贫困地区农村家庭贫困测度及其致贫原因分析——以燕山—太行山和黑龙港地区为例[J]. 中国人口科学, 2011(4): 2-13.
- [8] 韩佳丽,王志章,王汉杰. 新形势下贫困地区农村劳动力流动的减贫效应研究——基于连片特困地区的经验分析[J]. 人口学刊, 2018(5): 100-113.
- [9] 樊士德,朱克朋. 农村劳动力流动、务工收入与家庭贫困——基于东部欠发达县域 878 户农户的实证研究[J]. 南京社会科学, 2019(6): 26-33, 58.
- [10] 胡苏云,王振. 农村劳动力的外出就业及其对农户的影响——安徽省霍山县与山东省牟平县的比较分析[J]. 中国农村经济, 2004(1): 34-40.
- [11] 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.
- [12] 王金营,魏慧静. 农村贫困地区家庭成员受教育程度、外出状况与家庭经济发展——基于河北省燕山—太行山、黑龙港流域的调查[J]. 人口学刊, 2015(5): 42-51.
- [13] Rizwan UI Haq, Ajmal Jahangeer, Azkar Ahmad. Out-migration in Rural Pakistan: Does Household Poverty Status Matter[J]. The Pakistan Development Review, 2015(4): 315-331.
- [14] 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.
- [15] 车四方,谢家智,姚领. 社会资本、农村劳动力流动与农户家庭多维贫困[J]. 西南大学学报(社会科学版), 2019(3): 61-73.
- [16] 杜鹏,李一男,王澎湖. 流动人口外出对其家庭的影响[J]. 人口学刊, 2007(1): 3-9.
- [17] 牛建林. 农村地区外出务工潮对义务教育阶段辍学的影响[J]. 中国人口科学, 2012(4): 103-110.
- [18] 张立冬. 中国农村贫困代际传递实证研究[J]. 中国人口·资源与环境, 2013(6): 45-50.
- [19] 连玉君,黎文素,黄必红. 子女外出务工对父母健康和生活满意度影响研究[J]. 经济学(季刊), 2014(1): 185-202.
- [20] 孙文凯,王乙杰. 父母外出务工对留守儿童健康的影响——基于微观面板数据的再考察[J]. 经济学(季刊), 2016(3): 963-988.
- [21] 舒纷纷,同钰莹. 成年子女外出务工对农村老年人健康的影响——再论“父母在,不远游”[J]. 人口研究, 2017(2): 42-56.
- [22] 张昭,杨澄宇,袁强. 收入导向型多维贫困测度的稳健性与敏感性[J]. 劳动经济研究, 2016(5): 3-23.
- [23] 张昭,杨澄宇,袁强. “收入导向型”多维贫困的识别与流动性研究——基于 CFPS 调查数据农村子样本的考察[J]. 经济理论与经济管理, 2017(2): 98-112.
- [24] Alkire, Sabina, Foster J. Counting and Multidimensional Poverty Measurement[J]. Journal of Public Economics, 2011(8): 476-487.
- [25] 邹薇,方迎风. 关于中国贫困的动态多维度研究[J]. 中国人口科学, 2011(6): 49-59.
- [26] Vijaya, Ramya M., Lahoti, R., Swaminathan, H. Moving from the Household to the Individual: Multidimensional Poverty Analysis[J]. World Development, 2014(3): 70-81.
- [27] 王春超,叶琴. 中国农民工多维贫困的演进——基于收入与教育维度的考察[J]. 经济研究, 2014(12): 159-174.
- [28] 杨龙,汪三贵. 贫困地区农户的多维贫困测量与分解——基于 2010 年中国农村贫困监测的农户数据[J]. 人口学刊, 2015(2): 15-25.
- [29] 郭熙保,周强. 长期多维贫困、不平等与致贫因素[J]. 经济研究, 2016(6): 143-156.
- [30] 方迎风. 中国贫困的多维测度[J]. 当代经济科学, 2012(4): 7-15.

- [31] 张全红,周强. 中国多维贫困的测度及分解:1989-2009 年[J]. 数量经济技术经济研究,2014(6):88-101.
- [32] 王保雪. 基于 DEMATEL-熵权法云南多维贫困指标的权重研究[D]. 昆明:云南财经大学,2014.
- [33] 谢家智,车四方. 农村家庭多维贫困测度与分析[J]. 统计研究,2017(9):44-55.

Study on the Impact of Labor Mobility on Multidimensional Poverty of Rural Families in Underdeveloped Areas

FAN Shide, FEI Zhendong

(School of Economics, Nanjing Audit University, Nanjing, Jiangsu 211815, China)

Abstract: Based on the 2012 and 2014 Chinese Household Tracking Survey (CFPS) data, a multidimensional poverty index system was constructed to measure the poverty status of rural families in underdeveloped areas using the “income-oriented” multidimensional poverty index method. In addition, stochastic effect Probit model is used to empirically analyze the internal influence of labor outflow on multi-dimensional poverty of rural families in underdeveloped areas. Based on the comparison of the one dimensional, two dimensional, three and four dimensions such as the differentiation between different dimensions, further investigates the change of the labor mobility micro decision-making (continuous out-migrating for work, from out-migrating for work to not out-migrating for work, from not out-migrating for work to out-migrating for work) to the countryside family poverty change (out of poverty, not out of poverty, back to poverty, not back to poverty) dynamic effect. The results show that labor mobility can effectively reduce the probability of rural family income poverty and multidimensional poverty in underdeveloped areas; compared with women, the number of male migrant workers has a higher marginal contribution to alleviating multidimensional poverty, and the poverty reduction effect of choosing trans-provincial migrant workers is more significant; however, with the increase of poverty dimension, the marginal effect of labor mobility on poverty is gradually weakened. In addition, continuous migrant work can not only effectively improve the probability of single and multi-dimensional poverty alleviation of rural families in less developed areas, but also reduce the possibility of rural families returning to poverty; the micro decision to shift from non-migrant workers to migrant workers also helps to alleviate poverty, but its marginal contribution is lower than that of households that continue to migrate. Different control variables in the characteristics of household head and family have different internal effects on the multidimensional poverty of rural families.

Key words: Labor migration; Multidimensional poverty; Poverty reduction effects; Probit model

(责任编辑: 罗序斌)